Maternidade e casamento são responsáveis por aumentar a diferença de renda?

Paola Faria Lucas de Souza
João Mário Santos de França

Ano 2024

Maternidade e casamento são responsáveis por aumentar a diferença de renda?

Paola Faria Lucas de Souza
João Mário Santos de França

Ano 2024

MATERNIDADE E CASAMENTO SÃO RESPONSÁVEIS POR AUMENTAR A DIFERENÇA DE RENDA?[1]

Autora: Paola Faria Lucas de Souza

Coautor: João Mário Santos de França

1. Este trabalho tem origem na tese de doutorado da autora Paola Faria Lucas de Souza, na Universidade Federal do Ceará, sendo o título original: Efeitos da maternidade e do casamento sobre o diferencial de salários entre gêneros no Brasil para o ano de 2014.

Maternidade e casamento são responsáveis por aumentar a diferença de renda?

Diagramação: Ellen Andressa Kubisty
Correção: Jeniffer dos Santos
Indexação: Amanda Kelly da Costa Veiga
Revisão: Os autores
Autores: Paola Faria Lucas de Souza
João Mário Santos de França

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

S729 Souza, Paola Faria Lucas de
Maternidade e casamento são responsáveis por aumentar a diferença de renda? / Paola Faria Lucas de Souza, João Mário Santos de França. – Ponta Grossa - PR: Atena, 2024.

Formato: PDF
Requisitos de sistema: Adobe Acrobat Reader
Modo de acesso: World Wide Web
Inclui bibliografia
ISBN 978-65-258-2541-0
DOI: https://doi.org/10.22533/at.ed.410241405

1. Mulheres - Emprego. 2. Salário. 3. Maternidade. 4. Casamento. I. Souza, Paola Faria Lucas de. II. França, João Mário Santos de. III. Título.

CDD 331.4

Elaborado por Bibliotecária Janaina Ramos – CRB-8/9166

Atena Editora
Ponta Grossa – Paraná – Brasil
Telefone: +55 (42) 3323-5493
www.atenaeditora.com.br
contato@atenaeditora.com.br

CIÊNCIAS HUMANAS E SOCIAIS APLICADAS

DECLARAÇÃO DOS AUTORES

Os autores desta obra: 1. Atestam não possuir qualquer interesse comercial que constitua um conflito de interesses em relação ao conteúdo publicado; 2. Declaram que participaram ativamente da construção dos respectivos manuscritos, preferencialmente na: a) Concepção do estudo, e/ou aquisição de dados, e/ou análise e interpretação de dados; b) Elaboração do artigo ou revisão com vistas a tornar o material intelectualmente relevante; c) Aprovação final do manuscrito para submissão.; 3. Certificam que o texto publicado está completamente isento de dados e/ou resultados fraudulentos; 4. Confirmam a citação e a referência correta de todos os dados e de interpretações de dados de outras pesquisas; 5. Reconhecem terem informado todas as fontes de financiamento recebidas para a consecução da pesquisa; 6. Autorizam a edição da obra, que incluem os registros de ficha catalográfica, ISBN, DOI e demais indexadores, projeto visual e criação de capa, diagramação de miolo, assim como lançamento e divulgação da mesma conforme critérios da Atena Editora.

DECLARAÇÃO DA EDITORA

RESUMO

Este book faz um paralelo entre maternidade e casamento com o salário. A base de dados usada é a PNAD de 2014. São três capítulos. No primeiro é feita uma análise do papel da maternidade nas de diferenças salariais femininas. A principal contribuição é situar o Brasil na literatura de *motherhood pay gap*, salientando principalmente que os efeitos da maternidade devem excluir diferenças de características produtivas entre mães e não mães. Foram usadas 4 especificações de regressão e decomposição de Oaxaca-Blinder, ambos com correção para viés de seleção e considerando as adaptações às bases de dados complexas. Principais resultados: i) penalização salarial para mães; ii) aumento da penalização salarial com o número de filhos; iii) estabilização da penalização a partir do terceiro filho; iv) diferença salarial devido a maternidade similar a encontrada para gêneros; v) característica mãe como definidora de menores salários, vi) menor efeito da maternidade sobre os salários para mães em atividades tipicamente masculinas. No segundo capitulo a análise do *motherhood pay gap* é feita para toda a distribuição salarial, condicional e não condicional. Para analisar efeitos condicionais regressões quantílicas são adotadas, enquanto para a análise incondicional utiliza-se da decomposição de Melly (2006). As inovações são fazer o estudo em quantis, correção de viés de seleção em ambas as técnicas seguindo uma adaptação de Buchisky (2001), e adotar a decomposição de Melly (2006) para medir *o motherhood pay gap*. Principais resultados: i) há uma maior penalização à maternidade nos quantis condicionais mais altos; ii) quanto maior o número de filhos maior a penalização salarial em todos os decis condicionais; iii) a diferença salarial devido a maternidade aumenta com o nível de renda; iv) a maior parte da diferença salarial é não é explicada por diferenças de atributos entre os grupos. No terceiro capitulo argumenta-se que o casamento gera um bônus salarial para o homem e uma penalização salarial para as mulheres, sendo um aumentador de diferenças salariais de gênero. Mostra-se este comportamento pela distribuição salarial. As metodologias usadas foram decomposição do índice de T-Theil, regressões quantílicas não condicionais (por RIF) e as decomposições de Oaxaca-Blinder (1973) e Firpo, Fortin e Lemieux (2009). Principais resultados: i) há um prêmio matrimonial para homens; ii) há uma penalização salarial matrimonial para mulheres; iii) a divisão do trabalho doméstico não justifica maiores rendimentos para os homens; iv) há indícios de tratamento salarial diferenciado a homens solteiros e mulheres casadas no mercado de trabalho; v) a penalização salarial do casamento para as mulheres é maior para as com maior renda; vi) a bonificação salarial é maior para os homens com maior renda; vii) o estado civil solteiro é o pior em termos salariais para os homens; viii) o estado civil casada é o pior em termos salariais para as mulheres.

PALAVRAS-CHAVE: Salário. Maternidade. Casamento. Decomposição. Quantílica.

ABSTRACT

This book relates motherhood and marriage with salary. The database used is the PNAD of 2014. There are three chapters. In the first, it is made an analysis of the motherhood role in women's wage differentials. The main contribution is to place Brazil in the literature of motherhood pay gap, emphasizing mainly that the effects of maternity should exclude differences of productive characteristics between mothers and non mothers. Four regressionn specificantions and the Oaxaca-Blinder decomposition were used, both with correction for selection bias and considering adaptations to complex databases. Main results: i) salary penalties for mothers; ii) increase in the wage penalty with the number of children; (iii) stabilization of the penalty from the third child; iv) wage difference due to maternity similar to that found for genders; v) maternal characteristics as a determinant of lower wages, vi) lower effect of maternity on wages for mothers in typical male activities. In the second chapter analysis of the motherhood pay gap for all salary distribution, conditional and unconditional. In order to analyze conditional effects, quantitative regressions are adopted, whereas for the unconditional analysis it is used the decomposition of Melly (2006). The innovations are to make quantile study, selection bias correction in both techniques following an adaptation of Buchisky (2001), and adopt the decomposition of Melly (2006) to measure the motherhood pay gap. Main results: i) the greater maternity penalty is in the highest conditional quantiles; ii) the higher the number of children leave higher wage penalty in all the conditional deciles; iii) the wage gap due to maternity increases with the level of income; iv) most of the wage gap is not explained by differences in attributes between groups. In the third chapter it is argued that marriage generates a wage premium for men and a wage penalty for women, what can increase the gender pay differentials. This behavior is shown for the wage distribution. The methodologies used were: decomposition of the T-Theil index, unconditional quantile regressions (by RIF) and the decompositions of Oaxaca-Blinder (1973) and Firpo, Fortin and Lemieux (2009). Main results: i) there is a marriage wage premium for men; ii) there is a matrimonial salary penalty for women; iii) the division of domestic labor does not justify higher incomes for men; iv) there are indications of differential wage treatment for single men and married women in the labor market; v) the wage penalty of marriage for women is higher for those with higher incomes; vi) salary bonuses are higher for men with higher incomes; (vii) single marital status is the worst in terms of wages for men; (viii) married marital status is the worst in terms of wages for women.

KEYWORDS: Salary. Maternity. Marriage. Decomposition. Quantile.

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO GERAL

A diferença de renda entre grupos distintos da sociedade é alvo de estudo de inúmeros trabalhos, os quais consideram, principalmente, diferenças relacionadas a sexo e raça. Contudo, a despeito da vasta literatura internacional[1], características familiares como o casamento e a maternidade, também influenciadores do diferencial de renda, não tem recebido muita atenção pelos estudiosos brasileiros. É neste sentido que este trabalho pretende contribuir.

Singulares trabalhos como de Smith (1776), Malthus (1798) e Mill (1948), já associavam as características familiares com a questão da evolução do tamanho da força de trabalho, subsistência e padrões de vida. Porém, os efeitos na renda destas características tomam uma nova construção, com a literatura de *motherhood pay gap* e *marriage wage premium* principalmente após o trabalho de Hill (1979). Sucedendo este trabalho e não menos importante está a produção de Gary Becker de 1981 *"Treatise on the Family"*, onde são propostos modelos de equilíbrio considerando estados civis. Tendo em vista os vários trabalhos nesta área, destaca-se o trabalho de Browning, Chiappori e Weiss (2011), que demonstra grande importância ao concatenar as ideias relativas à questão familiar e a economia, tanto a nível microeconômico quanto macroeconômico

É uma constante internacional que a maternidade tem um efeito negativo sobre os rendimentos, enquanto o casamento tem efeitos de aumentar os salários masculinos e diminuir ou deixar inalterados os salários femininos, como pode ser visto em Hill (1979), Adler e Öner (2010) dentre outros. Considerando as diferenças salariais entre gêneros e os poucos estudos para o Brasil[2] para a questão da maternidade e casamento, neste trabalho são investigadas três principais questões: i) qual é o efeito médio da maternidade sobre o nível salarial feminino, indicando se existe algum tipo de diferenciação às mães pelo mercado de trabalho; ii) se os efeitos da maternidade são os mesmos para as mulheres com maiores e menores salários; iii) se o casamento aumenta a diferença de renda entre os gêneros, averiguando se os homens recebem um bônus salarial enquanto as mulheres são penalizadas.

O argumento principal em todos os capítulos deste trabalho é o de que uma abordagem adequada dos efeitos tanto do casamento quanto da maternidade sobre os rendimentos, deve excluir os efeitos que existem dadas os diferentes atributos dos grupos de análise, isolando apenas a parte considerada pela maternidade ou pelo casamento. Para chegar a resultados coerentes com este argumento são usadas as decomposições de Oaxaca-Blinder (1973), para a média, e as de Melly (2006) e Fortin, Firpo e Lemieux (2009) para toda a distribuição salarial não condicional.

Este trabalho inova principalmente ao inserir a abordagem de maternidade e casamento na literatura nacional, a qual é feita com técnicas que não foram utilizadas para este fim na literatura internacional como a de Melly (2006) e Fortin, Firpo e Lemieux (2009). Destaca-se ainda o ineditismo da correção de viés de seleção, seguindo Buchisky (2001) para a decomposição de Melly (2006). Mas principalmente pelo argumento, já destacado, de que os efeitos tanto da maternidade quanto

1 Hill (1979), Waldfogel (1997,2001), Buding e Hodges (2001)

2 Sobre maternidade para o Brasil temos apenas o trabalho que cita este país dentre outros de Piras e Ripani (2005). Sobre casamento neste contexto temos apenas os trabalhos de Madalozzo e Gomes (2011) e Muniz e Rios-Neto (2002)

do casamento devem excluir as diferenças de renda, justificáveis, por diferenças em atributos como escolaridade e experiência.

Ao utilizar os dados da PNAD de 2014, alguns resultados principais podem ser destacados: diferenças salariais persistentes ao controle por atributos produtivos, sendo os grupos com menores salários relativos os de mães, homens solteiros e mulheres casadas.

Neste sentido, os resultados aqui encontrados, associados à questão da maternidade e do casamento tendem a dar um impulso na literatura nacional sobre o tema e instigar novos trabalhos, uma vez que há uma riqueza de questões nesta área que podem ser exploradas. Assim três capítulos são apresentados nesta tese: o primeiro trata a questão da maternidade e sua influência média nos rendimentos femininos, destacando a grande literatura internacional. O segundo considera a questão da maternidade nos decis da distribuição salarial, indicando se as mulheres mais pobres são mais penalizadas ou não. O terceiro aborda o *marriage wage premium*, o prêmio matrimonial, como um impulsionador de diferenças salariais entre gêneros.

MOTHERHOOD PAY GAP - EFEITOS MÉDIOS

1.1 INTRODUÇÃO

A diferença de renda entre grupos distintos da sociedade é considerada em inúmeros trabalhos, os quais consideram principalmente diferenças relacionadas a sexo e raça, como Souza et al (2011) e Salardi (2012). Estes *papers* encontram diferenças de renda quanto a gêneros significativas, porém, poucos são os esforços empregados por estudiosos no sentido de observar diferenças de renda dentro do grupo feminino no Brasil. Isto, a despeito da vasta literatura internacional que salienta a maternidade como grande influenciador de diferenças salariais entre mulheres.

Ressalta-se que para o Brasil em 2014, cerca de 43% da força de trabalho era de mulheres, destas mulheres 64% são mães, indicando 27,5% da força de trabalho de mães. Estes números corroboram a importância de estudo de quaisquer fatores que possam influenciar os ganhos, ou que gerem penalizações a estas trabalhadoras. Neste sentido, com o intuito de contribuir para a literatura, situando o Brasil em uma literatura internacional que encontra penalização salarial para mães, este trabalho investiga diferenças nas médias salariais entre mulheres que são mães e as que não são mães, efeito "*motherhood pay gap*".

Os estudos internacionais passam por Hill (1979), Waldfogel, (1989, 1997); Lundberg e Rose (1999), England e Budig, (2001), Agüero et al (2011), Grinshaw e Rubery (2015), dentre muitos outros, os quais defendem que há diferenças salariais para as mulheres causadas pela maternidade, penalizando as que são mães. Apesar do grande número de estudos pelo mundo, a comparação entre os países seguindo os resultados destes estudos é extremamente complexa, uma vez que, são utilizadas diferentes metodologias, que associadas a escolha da correção ou não do viés de seleção amostral, podem implicar em análises infiéis ao que seria o verdadeiro *"motherhood pay gap"*. Adicionalmente, as bases de dados entre os países nem sempre possuem as variáveis necessárias ao estudo[1], sendo adaptações muitas vezes arbitrárias. Assim como também não são únicas as escolhas de cortes amostrais, como intervalo de idade a ser estudado.

Apesar do grande número de estudo internacionais, na literatura brasileira não é visto tal enfoque. Vale ressaltar que o trabalho que destaca o Brasil não é brasileiro, apesar de ser das pesquisadoras latino-americanas do Banco Interamericano de Desenvolvimento, Piras e Ripani (2005). Estas autoras, com dados brasileiros de 1999, descrevem efeitos insignificantes da maternidade nos ganhos femininos, porém, neste trabalho não são considerados dois fatores importantes para captar de forma consistente a relação. Primeiro não leva em consideração a questão de correção de viés de seleção, e segundo não considera o estado conjugal como controlador de efeitos da maternidade nos salários. A estes fatores ainda pode-se adicionar a questão da não disponibilidade de bases de dados, à época, com variáveis necessárias à análise.

Neste sentido, enfatizando a importância de evidenciar a maternidade no Brasil em seus efeitos sobre os salários, inserindo o país na literatura mundial, este estudo tem como finalidade observar os efeitos da maternidade sobre o nível salarial médio das mulheres no Brasil. A análise para

1 Como idade em que a mulher foi mãe, idade dos filhos, dados matrimoniais, entre outros.

a média é considerada devido seu poder de generalização, a qual é considerada na grande maioria dos estudos internacionais (ver Grinshaw e Rubery (2015)), conseguindo assim adicionalmente situar o Brasil neste contexto. Serão dois os objetivos principais, i) notar se há influência da maternidade sobre o nível salarial focando nos efeitos da existência de filhos de forma separada dos efeitos da quantidade de filhos; ii) analisar a diferença salarial entre mães e não mães, separando a proporção desta diferença salarial que pode ser explicada pela diferença de características entre os dois grupos e chegando então, ao que aqui destaca-se como o verdadeiro efeito da maternidade sobre os níveis salariais.

Vale ressaltar o que significa este verdadeiro efeito da maternidade. Isto é a parte da diferença salarial atribuída à maternidade, da qual, claramente, deve-se excluir diferenças justificadas de rendimentos, advindas de distintos níveis de características produtivas. Note que, características como escolaridade e experiência podem ser diferenciadas nos dois grupos podendo justificar diferenças salariais entre eles, sendo necessária a investigação do efeito retirando este fator.

Nesta perspectiva é necessária a utilização de uma técnica que além de mensurar se há diferenças de renda entre os dois grupos ainda consiga separar a parte conferida a diferenças de características e a parte atribuída à maternidade. Os métodos mais utilizados nos trabalhos empíricos para decompor diferenças salariais entre grupos são Oaxaca-Blinder, Nicodemo (2008), DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), Mata e Machado (2005), Melly (2006). Em geral eles são usados para decompor diferenças salariais entre homens e mulheres e brancos e não brancos em fatores produtivos e fatores discriminatórios. Contudo estas metodologias ainda não foram amplamente abordadas para mostrar o efeito da maternidade em diferenças salariais.

Ponderando o exposto, para atingir os objetivos deste trabalho primeiro utilizamos o método tradicional de mínimos quadrados ordinários, com correção de viés de seleção de Heckman (1979), para gerar quatro especificações que consideram de forma diferente a maternidade para definição salarial: i) considera a existência de filhos; ii) considera o efeito da quantidade de filhos; iii) considera se há presença de um único filho ou de 2 filhos ou mais; iv) considera se há presença de um filho, dois filhos ou três filhos ou mais. Estas especificações foram escolhidas seguindo os diferentes efeitos encontrados na literatura quando o número de filhos varia. Em um segundo momento a metodologia de Oaxaca-Blinder (1973), associada a técnica de correção de viés de seleção de Heckman (1979), é usada para decompor as diferenças salariais entre mães e não mães, encontrando o que definimos como o verdadeiro efeito da maternidade nas diferenças salariais, livre da influência das variáveis controle. Adicionalmente, a adaptação programada por Jann (2008) é considerada, tornando possível notar qual a proporção dos fatores da decomposição pode ser atribuída a cada variável explicativa considerada.

Na construção deste trabalho, notou-se que a principal dificuldade empírica está no controle de viés de seleção e de influência de variáveis não observáveis. Este último fator é avantajado pela falta de base de dados que recolham características observáveis de forma mais completa. Associada a estas dificuldades ainda está a forma de amostragem da PNAD, que é complexa[2], e deve, portanto,

2 A estimação da variância é influenciada não só pelos pesos mas pela estratificação e conglomeração

receber diferentes tipos de tratamento. Para lidar com a base de dados foi utilizada a variável peso para ponderar cada observação, além disso a técnica adequada de correção de Heckman (1979) é feita por máxima verossimilhança.

Seguindo estas considerações, este trabalho inova, principalmente, na introdução de que o efeito da maternidade só pode ser assim definido, de forma coerente, se a influência de diferentes características, principalmente produtivas são excluídos da análise. Assim, acredita-se que decomposições como a de Oaxaca Blinder (1973) são a melhor forma de medir estes efeitos. Adicionalmente a abordagem com correção de viés de seleção e a extensão programada por Jann (2008), em que o efeito de cada variável explicativa pode ser mensurado para cada fator da decomposição. Não esquecendo da abordagem da maternidade como fator gerador de diferenças salariais femininas no Brasil, fator pouco explorado, e ainda a análise realizada pela PNAD considerando sua característica de amostragem complexa.

Por fim, ser mãe engloba vários fatores inerentes à maternidade que vão do aumento de compromisso devido ao sustento da prole, por um lado, a mais faltas ao trabalho devido a problemas de saúde dos filhos, de outro. Sem inferir sobre aumento ou diminuição de produtividade advindo da maternidade, o ponto é, o mercado de trabalho remunera de forma diferente mulheres mães e não mães com características produtivas semelhantes?

Os principais resultados encontrados foram: i) penalização salarial para as mães; ii) aumento da penalização salarial com o número de filhos; iii) estabilização da penalização a partir do terceiro filho; iv) diferença salarial devido a maternidade similar a encontrada para gêneros; v) no mercado de trabalho o fator maternidade leva a menores salários; vi) menor penalização a mães em atividades tipicamente masculinas.

Este trabalho além desta introdução traz uma contextualização literária na segunda seção, seguida por uma seção metodológica, onde também é abordada a base de dados. Na quarta seção são apresentados uma análise descritiva e os resultados encontrados e por fim são feitas considerações finais.

1.2 CONTEXTUALIZAÇÃO: MATERNIDADE, SALÁRIOS E DECOMPOSIÇÕES SALARIAIS

Tendo em vista o estudo do *motherhood pay gap*, primeiramente uma breve revisão de como é definido e estudado o tema é feita. Em seguida, um histórico de decomposições de diferenças salariais é destacado, uma vez que esta é a principal técnica aqui utilizada.

1.2.1 Maternidade e diferenças salariais

> *“A maternidade pode ter diversos efeitos sobre a carreira profissional das mães, como leva-las a abandonar o trabalho (provisoriamente ou em definitivo), induzi-las a reduzir o tempo de trabalho, fazê-las mudar de profissão ou de setor de atividade, refreá-las na progressão de suas carreiras e de seus salários. ” (MEUDERS ET AL (2007, p.3)*

O estudo da diferença salarial devido a maternidade, a chamada *"motherhood pay gap"* é definida por Grinshaw e Rubery (2015), como: a medida da diferença de rendimentos entre mães e não mães[3].

A literatura internacional é ampla e a grande maioria é de estudos para os Estados Unidos[4] onde as bases de dados são mais completas, proporcionando assim melhores condições de trabalho. Internacionalmente o primeiro trabalho econometricamente substancial foi o de Hill (1979). Outros estudos são feitos para países Europeus como o Reino Unido (ver Harknes e Waldfogel (1997) Joshi et al (1999) e Joshi e Newell (1989)), Finlândia (Kollokumpu (2007)), Croácia (Nesticd (2007), Dinamarca (Simonsen e Skipper (2012)), Alemanha (Harkness e Waldfogel (1997) Ejrnaes e Kunze (2013); Felfe (2012)) e países da União Europeia (Davies e Pierre (2005)). Há ainda estudos para o Canadá (ver Phipps, Burton e Lethbridge (2001), Zhang (2010)), China (Zhang et al (2008)) e Colômbia (Gamboa e Zuluaga (2013), Olarde e Ximena (2010)). Alguns fazem uma análise comparativa entre países, onde se destacam os que estudam alguns países industrializados[5], países em desenvolvimento (Agüero et al (2011)), e alguns países da América Latina (Piras e Ripani (2005)).

JUSTIFICATIVAS PARA A DIFERENÇA SALARIAL PARA MÃES

As justificativas para menores salários para mães são intensamente destacadas pela literatura. Em Grinshaw e Rubery (2015) três vertentes de explicações podem ser expostas: racionalidade econômica (que considera menor investimento em capital humano devido a interrupções na vida trabalhista associada a preferência por empregos mais flexíveis que levam a menores salários), sociológica (expectativas de menor produtividade de mães, associadas a subvalorização de atividades tipicamente femininas e a falha de mercado que não leva em consideração o trabalho doméstico como um trabalho formal) e comparações institucionais (engloba desde diferentes oportunidades às mães, a salários melhores entre os países, ao contexto cultural de que mães podem aceitar empregos sem direitos trabalhistas).

Outras causas são levantadas nos trabalhos de Budig e England (2001), Molina e Montuega (2008) e Olarde e Ximena (2010). Entre os mecanismos de penalização devido à maternidade se destacam a queda do tempo dedicado ao trabalho, o que leva a menor experiência e futuros efeitos salariais "*labor supply explanation*"; e ainda que mães podem exercer menores esforços no trabalho (o que também é corroborado por Anderson et al (2002a)), reservando esforços para o trabalho doméstico afetando a produtividade; associado a isso ainda destacam a possível discriminação dos empregadores relativamente às mulheres que são mães.

3 Não mães são definidas como mulheres sem crianças como dependentes. O autor salienta ainda que a definição de não mãe deve ser bem escolhida ao passo que a não inclusão de homens retira o efeito do "gender pay gap", mas hoje em dia há uma tendência de novas configurações familiares em que o papel da maternidade é feito pelos dois parceiros (casais de homens ou mulheres).
4 Hill (1979), Korenman and Neumark (1992 e 1994); Waldfogel, (1989, 1997); Lundberg and Rose (1999); England and Budig, (2001), Pal e Waldfogel (2014), Wilde et al (2010), Jacoben e Levin (1995), Anderson, Binder e Krause (2003); Avellar e Smock (2003); Glauber (2007[a])
5 Sigle-Rushton e Waldfogel (2004), Budig et al (2012), Gangl e Ziefle (2009), Harkness e Waldfogel (2003), Kumlin (2007) ; Misra, Budig,and Moller 2007; Todd 2001.

Há ainda a questão da preferência por trabalhos em tempo parcial, como salientam Olarde e Ximena (2010). Piras e Ripani (2005) destacam que mães são menos propensas a estar no mercado de trabalho, o que associada à preferência por trabalhos parciais levam a menores rendimentos, o que está intimamente relacionado com a divisão de tarefas domésticas.

PARTICIPAÇÃO NO MERCADO DE TRABALHO

Assim um dos fatores levantados é a relação entre maternidade e a participação da mulher no mercado de trabalho. Há uma tendência de que com a maternidade a mulher se ausente do mercado de trabalho ou participe do mesmo com menor intensidade. Há um consenso de que a maternidade diminui a participação feminina no mercado de trabalho, porém quanto melhor a estrutura de cuidado das crianças (público ou privado) menor é este efeito como salientam Blau e Ferber (1992); Connelly (1992), Michalopoulos, Robins e Garfinkel (1992), Meulders et al. (2007) e Connelly e Kimmel (2001). Para Meulders et al (2007)

> *o nascimento de um filho pode obrigá-las a interromper sua atividade profissional, forçá-las a trabalhar em tempo parcial, levá-las a mudar de emprego ou de setor de atividade, e essas diferentes mudanças são acompanhadas de perdas de rendimentos e de menores perspectivas de carreira.(MEULDERS et. Al, 2007, p.2)*

Relacionando a questão da participação à licença maternidade pode-se citar Trzcinski (1991), Joshi et al (1999) encontrando penalizações a cada ano a mais sem voltar ao trabalho e maiores penalizações para mulheres com capacitações maiores. Waldfogel (1997, 1998) salienta que mulheres que tiveram acesso a licença maternidade são mais adeptas a voltar a seu emprego, recebendo uma melhoria salarial que tende a diminuir os efeitos da penalidade da maternidade.

Para o Brasil, há estudos da **participação da mulher** no mercado de trabalho e a influência da maternidade, um deles é o de Pazello e Fernandes (2004), usando dados das PNADs de 1992 a 1999. Por meio de um modelo de *matching,* reafirmam os resultados de que há um impacto negativo da maternidade sobre a participação da mulher no mercado de trabalho. A despeito de outros estudos, Pazello e Fernandez (2004) não encontram um aumento significativo das penalizações quanto a entrada ou permanência no mercado de trabalho devido ao número de filhos. E, apesar disto, os autores encontraram que não há grande diferença de salários entre mães e não mães, assim a ausência do mercado de trabalho que advém com a maternidade não afetaria rendimentos futuros.

DETERMINANTES DO VOLUME DA PENALIZAÇÃO SALARIAL DA MATERNIDADE

De forma geral, os estudiosos ressaltam algumas características como determinantes dos efeitos da maternidade sobre o nível salarial. O primeiro a ser levantado é o número de crianças[6], (ver Grimshaw e Rubery (2015), Agüero et al (2011) e Budig e England (2001), Anderson et al (2002a)) em que é um consenso de que quanto maior o número de filhos maior a penalização salarial. Outro

6 Sendo a presença de 3 ou mais crianças o gerador de maior penalização

fator levantado é a idade dos filhos, em que menor idade implica maior dependência gerando maior penalização. Outro fator é o sexo dos filhos, destacado por Grimshaw e Rubery (2015) principalmente para países em desenvolvimento[7].

Outras características são levantadas como determinantes do tamanho da penalização, ou do prêmio, proveniente do mercado de trabalho para mulheres que são mães, dentre eles cita-se: escolaridade (Amuedo-Dorantes e Kimmel 2005; Anderson et al. 2003; Todd 2001, Meuders et al (2007)), idade da maternidade (Amuedo-Dorantes e Kimmel 2005; Taniguchi 1999), estado civil (Hill (1979), grupos etários dos filhos (Avellar e Smock 2003), raça (Budig e England 2001; Glauber 2007a; Hill 1979; Neumark e Korenman1994; Waldfogel 1997), empregos em tempo parcial (Budig e England (2001) e Budig(2006)) e tipo de ambiente de trabalho dentre outros.

O estado conjugal não leva a resultados consensuais, para Hill (1979) e England e Budig (2001) o casamento é um aumentador das diferenças salariais considerando a maternidade. Este último é um estudo para os EUA em que o casamento mais que dobra a penalização salarial associada à maternidade. Já Korenman e Neumark (1992) encontram pouca evidencia de diferença salarial devido a maternidade ao relacionar casamento e fertilidade, porém destacam que os instrumentos econométricos podem ter deficiências que levaram a tal resultado.

A relação entre a maternidade e empregos em tempo parcial são destacados em Anderson et al (2002a) e em Joshi et al (1999). Este último para o Reino Unido, que relaciona a maior parte da diferença salarial devido a maternidade à escolha por períodos menores de trabalho e as consequentes características advindas desta escolha como menor agregação de experiência profissional.

Existe ainda a relação da maternidade e o ambiente de trabalho. A relação público-privado é salientada em Nestic (2007). Outro fator é relacionado em Budig e England (2001) relativo à separação entre ocupações mais masculinizadas (com mais homens como a construção civil). Estes autores determinam que há trabalhos tipicamente masculinos (definido por eles por trabalhos em que há menos de 35% de participação feminina) e nestes trabalhos a penalização feminina devido a maternidade tende a ser menor. Neste mesmo sentido, Glauber (2012) encontra que há maior penalização em atividades tipicamente femininas.

Quanto a penalização da maternidade associada a escolaridade não há um consenso, enquanto Wilde et al (2010) e Anderson et al (2002b) sinaliza maiores penalizações para grupos de educação mais elevados, já Todd (2001) destaca que mães mais educadas tem uma penalização salarial menor no Canadá e EUA. Há ainda a relação entre o adiamento da maternidade associada ao nível educacional como defendem Amuedo-Dorantes e Kimmel (2006), Schmidt (2002) e Becker (1985), em que a maternidade é considerada um custo de oportunidade[8], que cresce com o nível de escolaridade levando a uma queda da fertilidade com o aumento da escolaridade. Adicionalmente, em Gustafsson (2001) a carreira é a primeira explicação para postergar a maternidade.

7 Ter filhos do sexo feminino tende a diminuir a diferença salarial entre mães e não mães ao passo que filhas ajudam mais em afazeres domésticos que filhos.
8 Alternativamente a demais oportunidades do mercado de trabalho.

PRINCIPAIS RESULTADOS ENCONTRADOS

Quanto aos resultados dos estudos há um consenso de que há penalizações da maternidade sobre o nível salarial das mulheres. Waldfogel (1997, 1998) encontra que a diferença salarial causada pela maternidade é em média de 8% por criança (4,6 para a primeira e 12,6 para a segunda). Já nos trabalhos de Harkness e Waldfogel (2003) e Todd (2001), mulheres da Austrália e Reino Unido chegam a ter penalizações salariais de 12% e 25%, Estados Unidos e Alemanha cerca de 10% e Canadá, Finlândia e Suécia cerca de 5%.

Apesar de certo consenso mundial os resultados para países da América Latina (Brasil, Bolívia, Equador e Peru) encontrados por Piras e Ripani (2005)[9], parece diferente do resto dos países já estudados, em que mães ganham menos que não mães, não apresentando um padrão de impacto da maternidade sobre os salários. Segundo eles Equador e Bolívia não tem diferenciais significativos, Peru cerca de 11% e Brasil chega a apresentar um prêmio. Os dados para o Brasil são da PNAD de 1999. Segundo Piras e Ripani (2005) este padrão diferente do mundial se deve a i) diferenças institucionais, relativas ao mercado de trabalho entre países desenvolvidos e os em desenvolvimento; ii) diferenças culturais quanto a presença da mulher no mercado é diferente na América Latina.

Por fim, como destacado por Piras e Ripani (2005) no estudo para a América Latina, são poucos os estudos nesta localidade que buscam observar os efeitos da maternidade sobre a posição da mulher no mercado de trabalho. Para o Brasil isto também é observado, apesar disto, vale citar que há alguns trabalhos sociológicos como o de Oliveira e Marcondes (2004) com entrevistas para São Paulo para o ano de 1997, mas que não emprega métodos econométricos para o estudo, incluindo relatos femininos sobre o tema.

Ainda é enfatizado na literatura que há diferenças de características produtivas bem definidas entre mães e não mães. Como destaca Agüero et al (2011) mães apresentam menores níveis de escolaridade, residirem em maior proporção em áreas rurais e trabalharem na agricultura, e são em maior proporção casadas. Assim, uma análise que consiga dissociar o efeito dessas características, ao verdadeiro efeito da maternidade sobre o nível salarial se mostra enriquecedora.

1.2.2 O uso na literatura de Oaxaca Blinder

As diferenças salariais são geradas em parte por fatores que são produtivos e em parte por fatores que não são aumentadores de produtividade como afirmam Cavaliere e Fernandes (1998), Ferreira (2000) e Ramos e Vieira (2000). A maternidade não é considerada um fator produtivo direto, assim diferenças salariais que persistam, mesmo excluindo o efeito da diferença de características produtivas, podem indicar dois efeitos, ou a maternidade está afetando a produtividade a partir de características não observáveis, justificando assim menores salários ou há um tratamento discriminatório por parte do mercado de trabalho contra as mães.

9 Este trabalho é dos únicos que salienta resultados para o Brasil, porém deve-se atentar para problemas como a falta de correção de viés de seleção e não consideração de estado conjugal para o Brasil.

O estudo da discriminação tem inicial significância com Gary Becker, defendendo a *"taste discrimination"*, em que que pode haver uma desutilidade ao contratar um empregado, considerando alguma característica como cor. Phelps (1972) e Arrow (1973) seguem esta vertente conceitual. Porém o que é considerado é o estudo da discriminação a partir do estudo da decomposição de diferenças salariais as quais tem como principais expoentes Oaxaca (1973) e Blinder (1973). Nesta decomposição, a diferença salarial entre dois grupos populacionais é separada em: um efeito devido a características produtivas, e outro a características não produtivas. Deste ponto em diante esta decomposição será chamada de Oaxaca-Blinder (1973).

A partir de Oaxaca (1973) e -Blinder (1973), outros métodos também decompõem diferenças salariais, como Nicodemo (2008), DiNardo, Fortin e Lemieux (1996), Fortin, Firpo e Lemieux (2009), Mata e Machado (2005) e Melly (2006). Ademais, destaca-se, sobremaneira, a importância da decomposição de Oaxaca-Blinder (1973), a qual é a principal utilizada na literatura econômica de decomposição de diferenciais de renda. Muitos são os trabalhos que a consideram como Lowell (1995), Reis e Crespo (2005), Machado e Matos (2006), Soares (2000) dentre outros, todos considerando a questão racial e de gênero. Os resultados destes trabalhos indicam que a discriminação explica a diferença salarial entre grupos distintos.

E ainda com Oaxaca-Blinder analisando a questão racial, dissociada da de gênero é abordada por Darity, Guilkey e Winfrey (1996) e Arcand e D'Hombres (2004). Usando a mesma metodologia e associando a questão racial a questão etária se destaca o trabalho de Reis e Crespo (2005). Neste mesmo sentido, porém relacionando raça e insuficiência alimentar se destaca o estudo de Nam, Huang, Helflin e Sherraden (2015). Adicionalmente a estas aplicabilidades, a questão migratória juntamente ao método de Oaxaca-Blinder (1973) foi abordada por Assis e Alves (2014). Outra inovação, considerando o método, é feita por O'Donnell et al (2008), em um estudo que mostra como as diferenças de saúde podem ser explicadas por ser pobre ou não. Em outro sentido uma adaptação de Oaxaca-Blinder (1973) é feita por Gale e Pence (2006) para mostrar as diferenças de riqueza, isto é, observando diferenciais de riqueza entre gerações diferentes.

Ainda quanto a outras aplicabilidades do método de Oaxaca-Blinder (1973) para além da raça e gênero, alguns trabalhos estudam a diferenciação salarial devido à orientação sexual. Como Badgett (1995), aplicando as técnicas de destacadas à questão da diferença salarial devido a orientação sexual. Neste mesmo sentido, Antecol, Jong e Steinberg (2007) usam a decomposição de Oaxaca Blinder e de DiNardo, Fortin e Lemieux para observar a diferença salarial que ocorre devido a orientação sexual, abordando o caso de gays e lésbicas.

Apesar da grande aplicabilidade, limitações do método de Oaxaca-Blinder são salientadas, englobando principalmente o fato de a decomposição ser limitada a uma análise média como destaca Salardi (2012). Adicionalmente, vale ressaltar que a discriminação é uma parte do efeito não observado da decomposição, e não sua totalidade.

Por fim, com efeito, atribuir remunerações diferentes, a indivíduos com características produtivas similares, apenas considerando algum atributo, que não implique objetivamente em aumento de produtividade, pode configurar discriminação ou associação a fatores não observáveis

que justifiquem menores salários. O principal ponto de destaque neste trabalho é a diferença de remuneração no grupo de mulheres sendo o fator de separação de grupos a maternidade. Sendo que o verdadeiro efeito da maternidade sobre salários só pode ser obtido ao se excluir os efeitos devido a diferenças de fatores produtivos.

1.3 ASPECTOS METODOLÓGICOS E BASE DE DADOS

A análise para a média é a mais utilizada na literatura mundial, em favor desta análise está a generalização, a qual permite uma visão geral do desempenho das variáveis na economia, dando uma primeira visão de como se comportam e interagem com demais fatores. Sendo assim de primordial importância no sentido de situar o Brasil na literatura de *motherhood pay gap*.

O primeiro passo no estudo da influência da maternidade sobre os níveis salariais é a clara definição do que é o grupo controle, isto é, quem não é mãe, como destacam Grinshaw e Rubery (2015)[10]. Segue-se considerando não mães: mulheres que não tem filhos vivos. Pode-se acrescentar que ao se considerar apenas mulheres já é feito o controle para gênero[11].

Os métodos já utilizados para a diferença salarial devido a maternidade são inúmeros o que torna difícil a comparação entre resultados em trabalhos diferentes. Destaca-se entre as metodologias utilizadas várias especificações com mínimos quadrados ordinários, regressões de efeito fixo e métodos de primeira diferença, regressões quantílicas e método de Oaxaca-Blinder. Assim sendo, a escolha do método é decorrente dos objetivos principais do trabalho. Amuedo-Dorantes e Kimmel (2004), por exemplo, seguem o modelo neoclássico de escolha entre lazer e trabalho.

Não há um consenso quanto ao melhor método, porém dificuldades empíricas devem ser ao máximo transpostas. Para as análises do *motherhood pay gap* as principais dificuldades empíricas são controle do viés de seleção, variáveis não observadas e adequação a bases de dados com amostragem complexa.

A questão do viés de seleção existe uma vez que mulheres (e mães principalmente) tem restrições à participação no mercado de trabalho, a presença de filhos pode fazer o salário reserva feminino aumentar, diminuindo assim a probabilidade de ela participar do mercado de trabalho. Grinshaw e Rubery (2015) destacam o efeito da seleção em diferentes níveis educacionais, salientando que mulheres com menores salários tem maiores incentivos a maternidade. Dada a existência do viés, os métodos destacados são primordialmente baseados em Heckman (1979), porém outra forma de correção é por variável instrumental, tendo em consideração as relações não observadas entre os salários e o nascimento de filhos, alguns instrumentos já foram usados como: número de abortos espontâneos em Markussen e Strom (2013) e infertilidade por Simonsen e Skipper (2012).

Quanto as fontes de heterogeneidade, Grinshaw e Rubery (2015), salientam a influência do número de crianças, conjugada com a necessidade de ajuda para cuidado da criança; diferença de perda salarial que associada à criança já estar na escola; e se o emprego da mulher é ou não no setor público, levando a menores penalizações às mães.

10 Os autores destacam que não mãe pode englobar tanto homens que tenham ou não filhos quanto apenas as mulheres que não tem filhos.
11 E ainda os dados brasileiros da PNAD disponibilizam características de maternidade apenas para mulheres.

Considerando o destacado pela literatura e adaptando aos objetivos deste trabalho as seguintes questões metodológicas são abordadas: i) especificações diferentes de mínimos quadrados para o efeito médio da maternidade sobre os salários. ii) método de decomposição de Oaxaca-Blinder (1973) com as adaptações de Jann (2008) conseguindo assim chegar ao que aqui é enfatizado como a melhor forma de mensurar o efeito da maternidade sobre os salários, excluindo diferenças de características que não a maternidade entre os grupos; iii) como é feita a correção do viés de seleção pela metodologia de Heckman (1979), considerando adicionalmente a questão da amostragem complexa da base de dados escolhida para a análise a PNAD de 2014.

Os métodos destacados são levantados nas seções a seguir e em sequência são apresentadas as variáveis e exposta a base de dados escolhida.

1.3.1 Análise de Regressão

Para a análise inicial dos efeitos da maternidade um modelo de regressão para o salário será abordado. Este modelo terá a correção de Heckman (1979) para viés de seleção considerando máxima verossimilhança[12].

Como destacam Grinshaw e Rubery (2015) o efeito da maternidade sobre salários deve ser controlado por variáveis de produtividade como feito nos modelos de Mincer e Polachek (1974) e Oaxaca (1973). Com efeito, a equação de regressão será abordada seguindo uma adaptação de Mincer (1974), sendo a variável dependente o logaritmo do salário por hora das mulheres. A equação minceriana é:

$$\text{Inw} = f(N, P, T, L, F) + \varepsilon \qquad (1)$$

Em que, *w*, é o salário por hora do indivíduo. A matriz de variáveis independentes, *X*, é composta por: cinco grupos de variáveis N, P, T, L e F. As características incluídas em cada grupo estão descritas no quadro a seguir:

Quadro 3 – Grupos de variáveis explicativas utilizado

Grupo	Descrição	Variáveis
N	Características natas ou intrínsecas	Idade, raça
P	Características produtivas	Escolaridade, experiência, escolaridade ao quadrado, experiência ao quadrado
T	Características do trabalho	Setor de trabalho, carteira de trabalho, sindicalização, atividade tipicamente masculina.
L	Características de localização regional	Região metropolitana e área rural ou urbana
F	Características familiares	Ter filho, ser casado

Fonte: elaboração própria

12 O modelo de Heckman é o mais adaptável aos objetivos para a correção do viés. A aplicação de máxima verossimilhando será explicada devido à utilização de base de dados complexa para as estimativas.

O grupo de interesse neste trabalho é o grupo de características familiares. Os efeitos da variável ter filhos e ser casado serão abordadas neste e nos próximos capítulos.

A construção destas variáveis está exposta no anexo desta tese. Vale mencionar que a variável idade é mensurada em anos, a raça será considerada em uma *dummy* formada por brancos e não brancos. Para o grupo de variáveis produtivas a escolaridade é medida em anos de estudo, a experiência é idade menos a idade que começou a trabalhar. Já para o grupo de características do trabalho temos o setor de trabalho público ou privado, *dummy* para ter ou não carteira assinada, *dummy* para ser ou não sindicalizado e a abordagem da atividade tipicamente masculina definida por atividades com menos de 35% de mulheres. Para as características de localização também são *dummies* considerando estar ou não em região metropolitana e outra considerando área rural ou urbana. A característica familiar ter filho é uma *dummy* para a presença de filho e ser casado o grupo de pessoas que vivem com companheiro, sendo as demais pessoas consideradas não casadas.

Uma das variáveis consideradas é a atividade ser tipicamente masculina, a qual foi definida em Budig e England (2011) como atividades em que há menos de 35% de mulheres. Considerando o destacado para outros países, há menores efeitos da maternidade nestas atividades. Procura-se então observar se isto também ocorrerá para dados brasileiros.

Vale salientar que para diferentes tipos de mães o efeito no salário é diferente, assim como destacam Grinshaw e Rubery (2015), por exemplo mães com filhos independentes, que moram em outras residências podem ter resultados comparativamente com não mães diferentes. Segundo estes autores há dois grupos de estudos: i) um primeiro que separa exclusivamente mães de não mães, considerando apenas um intervalo de idade, tendo em vista excluir mães com filhos independentes; ii) o segundo que limita a amostra a mães com crianças abaixo de certa idade[13]. Neste trabalho consideraremos grupo de idade das mães de 15 a 49 anos, destacando o retrato da fecundidade no Brasil.

Quanto à regressão estimada, a variável ter filho será desmembrada de forma a observar os efeitos sobre os salários por hora. A literatura sugere que a presença de 2 filhos ou mais leva a uma menor permanência da mulher no mercado de trabalho. Da mesma forma que Piras e Ripani (2005), foi feita a escolha de fazer várias especificações, porém os modelos são diferentes dos descritos por estas autoras, devido à maior disponibilidade de variáveis explicativas. São realizadas 4 especificações: i) considerando o número de filhos: ii) considerando qualquer quantidade de filhos (usando uma dummy para presença ou não de filhos); iii) considerando a variável 1 filho e a 2 filhos ou mais (considerando duas dummies uma para 1 filho e outra para 2 ou mais filhos); iv) considerando 1 filho, 2 filhos e 3 filhos ou mais (considerando três dummies). Os quatro modelos são resumidos no quadro 4.

13 Davies e Pierre (2005) restringe a idade de 30 a 40 anos e apenas para mulheres que tiveram filhos antes dos 30

1.3.2 Decomposição de Oaxaca-Blinder

A decomposição de Oaxaca-Blinder, é uma abordagem originada de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), consiste em encontrar o quanto da diferença de renda entre dois grupos é explicada por fatores não observados. Esta decomposição separa a desigualdade de renda em uma parte referente a diferença de retorno entre os dois grupos escolhidos e outra parte devida às diferenças de dotações, ou seja, é uma decomposição em fatores que estão relacionados à produtividade da mão de obra, como educação e experiência, e outro fator relacionado apenas a fatores não observados incluindo a discriminação.

Apesar de amplamente usada esta metodologia só foi utilizada, dentre todos os trabalhos aqui destacados, por Olarde e Ximena (2010) na análise dos efeitos da maternidade sobre as diferenças salariais entre mães e não mães, apenas para a Colômbia. Usando a decomposição de Oaxaca-Blinder com correção de viés de seleção de Heckman (1979). Para estes autores há uma penalização de renda devido a maternidade que chega a 9,4% na Colômbia, sendo ainda maior quando os filhos são mais jovens (até 5 anos), chegando a 18,4%. Segundo os autores, mães estão em maior quantidade em trabalhos de pior qualidade, em que não se pagam direitos como plano de saúde e aposentadoria. E ainda as mães têm maiores responsabilidades domésticas na Colômbia. A situação Colombiana em 2008 era de que não mães ganham cerca de 50% a mais que mães.

Quadro 4 – Descrição das especificações dos modelos de regressão

Modelo	Equação de regressão
1	$lnw = \beta_0 + \beta_1 (Idade) + \beta_2 (raça) + \beta_3 (experiência) + \beta_4 (experiência\ ao\ quadrado) + \beta_5 (escolaridade) + \beta_6 (setor\ de\ trabalho) + \beta_7 (sindicalizado) + \beta_8 (carteira\ de\ trabalho) + \beta_9 (Atividade\ masculina) + \beta_{10} (Urbano) + \beta_{11} (Região\ Metropolitana) + \beta_{12} (Casada) + \beta_{13} (Separada) + \boldsymbol{\beta_{14} (número\ de\ filhos)}$
2	$lnw = \beta_0 + \beta_1 (Idade) + \beta_2 (raça) + \beta_3 (experiência) + \beta_4 (experiência\ ao\ quadrado) + \beta_5 (escolaridade) + \beta_6 (setor\ de\ trabalho) + \beta_7 (sindicalizado) + \beta_8 (carteira\ de\ trabalho) + \beta_9 (Atividade\ masculina) + \beta_{10} (Urbano) + \beta_{11} (Região\ Metropolitana) + \beta_{12} (Casada) + \beta_{13} (Separada) + \boldsymbol{\beta_{14} (Existência\ de\ filho)}$
3	$lnw = \beta_0 + \beta_1 (Idade) + \beta_2 (raça) + \beta_3 (experiência) + \beta_4 (experiência\ ao\ quadrado) + \beta_5 (escolaridade) + \beta_6 (setor\ de\ trabalho) + \beta_7 (sindicalizado) + \beta_8 (carteira\ de\ trabalho) + \beta_9 (Atividade\ masculina) + \beta_{10} (Urbano) + \beta_{11} (Região\ Metropolitana) + \beta_{12} (Casada) + \beta_{13} (Separada) + \boldsymbol{\beta_{14} (1\ filho) + \beta_{15} (2\ filhos\ ou\ mais)}$
4	$lnw = \beta_0 + \beta_1 (Idade) + \beta_2 (raça) + \beta_3 (experiência) + \beta_4 (experiência\ ao\ quadrado) + \beta_5 (escolaridade) + \beta_6 (setor\ de\ trabalho) + \beta_7 (sindicalizado) + \beta_8 (carteira\ de\ trabalho) + \beta_9 (Atividade\ masculina) + \beta_{10} (Urbano) + \beta_{11} (Região\ Metropolitana) + \beta_{12} (Casada) + \beta_{13} (Separada) + \boldsymbol{\beta_{14} (1\ filho) + \beta_{15} (2\ filhos) + \beta_{16} (3\ filhos\ ou\ mais)}$

Fonte: Elaboração própria

A abordagem deste trabalho é a de medir efeitos da maternidade sobre níveis salarias excluindo a parte justificada pela diferença de atributos produtivos, a proposta é utilizar uma adaptação desta metodologia, considerando de um lado características que explicam os rendimentos e de outro apenas a maternidade como fator gerador de diferenças salariais.

Como feito por Souza (2011), inicialmente é criada função dos determinantes salariais, este trabalho segue uma adaptação de Mincer (1974). Em forma matricial a seguinte equação salarial minceriana deve ser considerada:

$$\text{In } w = \beta X + u \tag{2}$$

A variável dependente, w, é o salário por hora do indivíduo. A matriz de variáveis dependentes, X, é composto pelas variáveis da especificação 1 do quadro 4, exceto pela variável filhos. A variável determinante da diferença salarial é a existência ou não de filhos, a seguir serão considerados genericamente dois grupos A e B.

Então, para encontrar a diferença salarial existente entre dois grupos A e B, aplica-se a equação (2) para cada grupo:

$$\text{In } w^A = X^A \beta^A + u^A \tag{3}$$

$$\text{In } w^B = X^B \beta^B + u^B \tag{4}$$

Em média as equações acima são descritas por:

$$\text{In } \overline{w}^A = \overline{X}^A \beta^A \tag{5}$$

$$\text{In } \overline{w}^B = \overline{X}^B \beta^B \tag{6}$$

Como no modelo de mínimos quadrados a esperança dos erros é nula este termo não aparece em (5) e (6). A diferença entre as duas equações acima é dada por:

$$\text{In } \overline{w}^A - \text{In } \overline{w}^B = \overline{X}^A \beta^A - \overline{X}^B \beta^B \tag{7}$$

Seja $\beta*$ remuneração que ocorreria caso não existisse diferença devido a característica estudada neste mercado. Somando e subtraindo o termo $\overline{X}^A \beta^* + \overline{X}^B \beta^*$ e rearranjando a última equação obtêm-se:

$$\text{In } \overline{w}^A - \text{In } \overline{w}^B = (\overline{X}^A - \overline{X}^B)\, \beta^* + \overline{X}^A (\beta^A - \beta^*) + X^B (\beta^* - \beta^B) \tag{8}$$

A partir desta decomposição temos os efeitos causados pela diferença das características da equação minceriana e ainda os efeitos dos retornos contra o grupo A e contra o grupo B. Porém quando a diferença observada é unilateral β^* é o retorno do grupo que apresenta maiores salários[14]. Desta forma considere o grupo com maiores rendimentos o grupo A e assim, o que implica no seguinte resultado da decomposição:

$$\ln \overline{w}^A - \ln \overline{w}^B = \underbrace{(\bar{X}^A - \bar{X}^B)\beta^A}_{Explicado} + \underbrace{\bar{X}^B(\beta^A - \beta^B)}_{não\ explicado} \tag{9}$$

Encontra-se então dois efeitos[15], o primeiro causado pela diferença nas características destacadas pela equação minceriana, e o segundo que independe destes atributos, sendo então causado apenas pelo fator gerador da diferença salarial.

14 Não há motivos para se considerar que haja discriminação para ambos os grupos, porém a literatura levanta a questão, considerando algumas formas de encontrar o valor de β^*. Dentre estas formas cita-se considerar a média entre os dois grupos para encontrar β^*, isto é $\widehat{\beta^*} = 0{,}5\widehat{\beta^A} + 0{,}5\widehat{\beta^B}$ como destacado em Reimers (1983). Ou o sugerido por Neumark (1988) com o uso de coeficientes de regressão Polled em ambos os grupos para estimar β^*. Para mais detalhes olhar Jann (2008)

15 Este trabalho usa o software STATA para os cálculos, sendo para a realização dos cálculos da decomposição usado o comando "oaxaca" para mais detalhes consultar Jann (2008) que criou o comando. Vale lembrar que este comando aceita a correção de Heckman em suas opções.

Neste exercício analisa-se a diferença de renda entre mulheres com filhos e mulheres sem filhos[16]. Analisando os salários médios o grupo com maior média de salário por hora é o grupo de mulheres sem filhos, assim este é o grupo A da decomposição.

A decomposição será realizada para alguns grupos populacionais, o que ajudará nas interpretações. Serão considerados: i) para gênero[17] (considera o grupo A=homens), realizada apenas de forma geral para o Brasil; ii) decomposição segundo a existência de filhos (grupo A = mulheres sem filhos) realizada separadamente para cada grupo racial, grupo de escolaridade, grupo de estado conjugal e grupo segundo atividades tipicamente masculinas (que tem menos de 35% de mulheres).

Um fator diferente incluído neste trabalho é a consideração da influência de cada variável explicativa na composição tanto da parte explicada quanto da parte não explicada, destacada por Oaxaca-Blinder e programada por Jann (2008). A maioria dos trabalhos que consideram a decomposição não destaca o efeito de cada variável explicativa para a composição do componente explicado e do não explicado, sendo assim também uma inovação para o *motherhood pay gap*.

A vantagem desta abordagem é observar em qual proporção cada componente usado na equação principal tem sobre a diferença de renda do fator explicado e no não explicado. Como é destacado em Jann (2008), por exemplo, é possível saber quanto da diferença salarial entre sexos é devido a diferenças em nível educacional de cada grupo, ou saber quanto da parte não explicada é devido a diferenças nos retornos da educação para cada grupo.

Segundo este autor, baseado na decomposição original e no já destacado em Oaxaca e Blinder, a contribuição de cada variável explicativa para a parte explicada do diferencial é, dados A e B os grupos como feito anteriormente:

$$\underbrace{(\bar{X}^A - \bar{X}^B)\beta^A}_{\substack{Fator \\ Explicado}} = \underbrace{(\bar{X}_1^A - \bar{X}_1^B)\beta_1^A}_{\substack{Parte\ devida \\ a\ diferenças\ no \\ regressor\ X_1}} + \underbrace{(\bar{X}_2^A - \bar{X}_2^B)\beta_2^A}_{\substack{Parte\ devida \\ a\ diferenças\ no \\ regressor\ X_2}} + \cdots \quad (10)$$

em que $\bar{X}_k$ é a média para cada variável explicativa k e os β_k seus respectivos coeficientes. Cada fator do lado direito da equação representa a contribuição separada, das diferenças *médias* em cada variável explicativa $\bar{X}_k$ entre os grupos A e B, para a formação do fator explicado da decomposição.

Para a parte não explicada analogamente a seguinte equação é encontrada:

$$\underbrace{\bar{X}^B(\beta^A - \beta^B)}_{\substack{Fator \\ não\ explicado}} = \underbrace{\bar{X}_1^B(\beta_1^A - \beta_1^B)}_{\substack{Parte\ devida \\ a\ diferenças\ nos \\ retornos\ do \\ regressor\ X_1}} + \underbrace{\bar{X}_2^B(\beta_2^A - \beta_2^B)}_{\substack{Parte\ devida \\ a\ diferenças\ nos \\ retornos\ do \\ regressor\ X_2}} + \cdots \quad (11)$$

Em que cada fator do lado direito representaria as contribuições separadas das diferenças de retorno entre os grupos A e B para cada regressor k. Porém, para a parte não explicada há uma ressalva, pois ela dependerá se a variável explicativa tem ou não um zero natural e se é ou não categórica. Para variáveis que não sejam categóricas, como destacado por Jann (2008) e descrito em Jones e Kelley

16 Considera-se apenas a existência de filhos vivos.

17 Esta decomposição será utilizada APENAS para comparar se a decomposição quanto a maternidade é ou não grande ou pequena a ponto de ser agregador seu estudo.

(1984), caso não tenham um zero natural, e seja possível uma mudança de escala o resultado muda, como pode ser visto em Jann (2008, p.8,9). Assim sendo, somente variáveis explicativas em que mudanças de escala não são possíveis, devem ser consideradas para a interpretação de contribuições para a parte não explicada.

Quanto a contribuição de variáveis categóricas, descritas por *dummies*, Jann (2008) destaca que as interpretações devem atentar à escolha da categoria base, pois os coeficientes dizem respeito a diferenças entre os grupos A e B na categoria base e, se houver mudança na categoria base, os resultados da decomposição mudam, daí surge um problema. Na parte explicada do modelo não é preciso se atentar a este problema, uma vez que a contribuição total da categoria não é afetada pela escolha de qual é o grupo base para a construção da *dummy*. Para a parte não explicada as diferenças no intercepto (*membership component* segundo Jones e Keley (1984)) e as diferenças nos retornos das variáveis podem ser um problema.

Dessa forma uma interpretação correta da contribuição das variáveis categóricas é descrita por Gardeazabal e Ugidos (2004) e Yun (2005) e salientada em sua adequação na decomposição de Oaxaca-Blinder em Jann (2008). Sinteticamente, tenta-se expressar os efeitos como desvios da definida grande média (*grand mean*). Estima-se o modelo para cada grupo usando uma *dummy* padrão, transformando os vetores de coeficientes, assim os desvios da grande média são expressos e o coeficiente para a categoria base é adicionado. Portanto os resultados não dependerão da escolha da categoria base. Como descrito em Jann (2008), considere o seguinte modelo para entender a transformação:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \ldots + \beta_{n-1} D_{n-1} + \in \quad (12)$$

em que D são as *dummies* que representam variável categórica com n categorias e n é a categoria base. Alternativamente pode-se formular a *dummy* como segue:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \ldots + \beta_{n-1} D_{n-1} + \beta_n D_n + \in \quad (13)$$

Em que β_n é restrito a zero. Agora definindo:

$$c = \frac{(\beta_0 + \beta_1 + \cdots + \beta_n)}{n}$$

$$\bar{\beta}_0 = \beta_0 + c$$

$$\bar{\beta}_j = \beta_j - c \text{ , j=1,2,...k}$$

Pode-se reescrever o modelo da seguinte forma:

$$Y = \bar{\beta}_0 + \bar{\beta}_1 D_1 + \cdots + \bar{\beta}_{k-1} D_{k-1} + \bar{\beta}_k D_k + \epsilon \text{ ,} \quad \textstyle\sum_{j=1}^{k} \bar{\beta}_j = 0 \quad (14)$$

Os modelos 12 e 13 são matematicamente equivalentes como salienta Jann (2008) sendo possível analisar as contribuições também das variáveis categóricas.

1.3.3 Correção de viés de seleção de Heckman e amostragem complexa

O viés de seleção surge ao passo que a variável dependente, o salário hora, será mensurada somente se o indivíduo participa do mercado de trabalho, ou seja, se é considerado ocupado. O indivíduo pode não ser ocupado por ter um salário de reserva acima do que o mercado está disposto a pagar. A correção desse viés pode ser realizada econometricamente através de certos procedimentos, alguns paramétricos, como o de Heckman (1979). Outros não paramétricos como os destacados por Buchinsky (1998, 2001) que é também uma adaptação do Heckman (1979).

De modo geral as metodologias de correção são modificações da correção de Heckman (1979) em dois estágios. Esta correção base é realizada de forma sucinta ao se estimar um modelo Probit para a participação no mercado de trabalho (a chamada equação de seleção), obtendo-se então a razão inversa de Mills para as observações. No segundo estágio, estima por mínimos quadrados a equação salarial, incluindo como regressor a razão de Mills.

De forma técnica como exposto em Coelho, Veszteg e Soares (2010) e Tanuri-Pianto e Pianto (2002), pode-se explicar o viés de seleção como segue. Primeiro considere uma variável G^* a qual é definida como a diferença entre o salário praticado no mercado e o salário de reserva para todo individuo, sendo G* definido por características que definem o salário de reserva do indivíduo (S_i) [18], da seguinte forma:

$$G_i^* = Si\alpha + \varepsilon_i \qquad (15)$$

Em que α são os coeficientes. Note que G* não é observável, porém o fato de a pessoa trabalhar ou não indica se o salário de mercado é maior que o salário de reserva, isto é, se a pessoa está no mercado de trabalho $G^*>0$. Podemos então definir uma *dummy d*:

$$d_i = \begin{cases} 1 \; se \; salario > 0 \\ 0 \; se \; salario = 0 \end{cases}$$

A equação salarial descrita para a média é:

$$lnw = X\beta + u_i \qquad (16)$$

Note que o salário *w* só é observado quando *d* é 1 indicando que o salário é maior que o salário de reserva.

Assim, para a média teríamos o seguinte resultado:

$$E(lnw|Xi, d = 1) = X\beta + E\,(u_i|Xi, d) = 1) \qquad (17)$$

Que segue de adaptação de Coelho, Verzteg e Viega (2010) que:

$$E(lnW|Xi, d = 1) = X\beta + \underbrace{E(u_i|Xi, \varepsilon \geq -S_i\alpha)}_{\mu(S_i\alpha)} \qquad (18)$$

Portanto chega-se ao resultado da correção para viés de seleção de Heckman (1979).

18 Para a correção do viés de seleção foram consideradas as seguintes variáveis: se o filho mora na residência, se a mulher é chefe de família, quantas pessoas tem no domicílio, a importância do salário para família, horas gastas em afazeres domésticos, se a pessoa tem um companheiro; e estrutura familiar: casal sem filhos, casal com todos os filhos menores de 14, casal com todos os filhos maiores de 14, casal com filhos menores e maiores de 14, mãe com todos os filhos menores de 14, mãe com todos os filhos maiores de 14 e mãe com filhos menores e maiores de 14.

Adicionalmente ao problema do viés de seleção a amostragem complexa da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), a qual engloba estratificação e conglomerados merece atenção. A PNAD é feita por uma amostragem complexa e a formação dos pesos é feita considerando a projeção da população para o Brasil. Segundo o divulgado pelo IBGE até 2012 a PNAD considera as estimativas da Projeção da População para o Brasil por sexo e idade, que foi revisada em 2008, para o período de 1980-2050. Sempre que há uma reponderação novos pesos devem ser considerados para chegar a comparações que não sejam viesadas.

Trabalhos que não utilizem um tratamento de dados que considere a amostragem complexa da PNAD e seus pesos podem gerar erros em estimativas, autores como Carvalho (2005) e Rodrigues (2006) corroboram com esta visão além de Cirino e lima (2012), Moura e Cunha (2010) entre outros.

Segundo Silva et al (2002), Carvalho (2005), Moura e Cunha (2010), Assis e Alves (2014) destacam que para o uso da PNAD, o método de pseudo-máxima verossimilhança é o mais adequado. Este método é o considerado neste trabalho[19] ao usar a correção de Heckman.

Carvalho (2005) faz a decomposição de Oaxaca-Blinder com correção de viés de Heckman levando em consideração a amostragem complexa da PNAD destacando as diferenças de não considerar os pesos e este tipo de amostragem. Segundo Carvalho (2005), muitos trabalhos que utilizam a PNAD não consideram o plano amostral e isso pode incorrer em estatísticas estimadas erradas.

1.3.4 Base de dados e variáveis de estudo

A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por amostra de Domicílios (PNAD), produzida anualmente pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), exceto para os anos de CENSO. Esta pesquisa é realizada todo mês de setembro e coleta dados de características próprias (como idade, raça), renda, fecundidade e escolaridade dentre outros. Estas características são tomadas para domicílios e pessoas a partir de uma amostragem complexa para todo o território Brasileiro.

A segmentação do mercado de trabalho é um dos fatores que levam a mal distribuição de rendimentos. Neste sentido quanto à maternidade a literatura enfatiza que as mulheres que estão em atividades tipicamente masculinas (com menos de 35% de mulheres) são menos penalizadas quanto a maternidade, esta variável será considerada tendo em vista observar os padrões para o Brasil.

Outro fator que se mostra importante quanto a diferenças salariais é a região de moradia como destacam Campante, Crespo e Leite (2004) e Ehrenberg e Smith (2000). A comparação entre Sudeste e Nordeste é abordada em Campante, Crespo e Leite (2004), Miro e Suliano (2010), Marinho e Nogueira (2006) dentre outros. Neste enfoque, duas variáveis de localização geográfica são utilizadas, áreas urbana e rural e metropolitana e não metropolitana.

19 A amostragem da PNAD segundo é estratificada, por conglomerado e pode ter um dois ou três estágios de seleção dependendo do estrato. Para mais detalhes consultar Carvalho (2005) e Silva, Pessoa e Lilá (2002).

As variáveis utilizadas para as análises, descritivas estão descritas no anexo 1 deste trabalho. Algumas informações da pesquisa não foram utilizadas e escolhas foram consideradas, pessoas que não informam características importantes nas análises foram excluídas, como idade, escolaridade e gênero. O grupo etário de mulheres no estudo serão mulheres entre 15 e 49 anos, sendo esta escolha coerente com a idade fértil (segundo ANS) e a presença de mais nascimentos por idade, como está descrito na próxima seção.

1.4 ANÁLISE DESCRITIVA E RESULTADOS

Nesta seção primeiramente é feita uma análise descritiva, indicando o comportamento, sem controle por demais variáveis, do salário por hora, segundo grupos populacionais relacionados à maternidade. Assim pode-se ter indícios da compatibilidade entre o comportamento encontrado em outros países e o encontrado para o Brasil.

Posteriormente é empregada a metodologia proposta, seguida dos resultados.

1.4.1 Análise descritiva

A força de trabalho brasileira é composta de 42% de mulheres, destas, 64% são mães, segundo os dados da PNAD de 2014, e elas ganham, em média, 15% menos que os homens, como é destacado na Tabela 1.

Tabela 1 – Médias: salariais, horas trabalhadas por semana e anos de estudo para o Brasil no ano de 2014

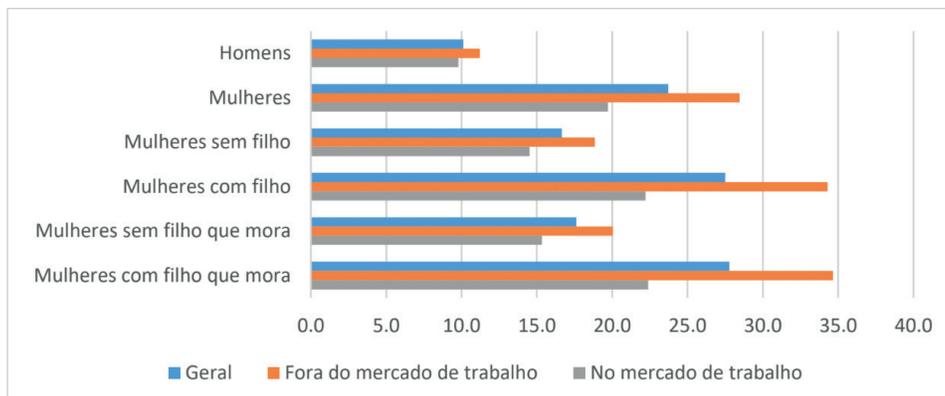
Grupos populacionais	Salário médio por hora (Em R$)	Horas médias trabalhadas por semana	Escolaridade média
Total	52,48	40,69	9,06
Homens	55,90	42,86	8,42
Mulheres	47,74	37,70	9,94
Sem filhos	52,95	38,24	11,51
Com filhos	45,35	37,46	9,21
Sem filhos que moram com elas	51,51	37,81	10,57
Com filhos que moram com elas	45,05	37,63	9,48

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014.

Ademais, pela Tabela 1 constata-se que mulheres sem filhos ganham 14% mais que mulheres com filhos, se considerarmos apenas as mulheres que tem filhos que moram com elas a diferença é de 12,5%. Estes dados sugerem, não somente que a maternidade é um fator gerador de diferenças salariais, mas principalmente, que o atributo mãe, independente se o filho mora ou não na mesma residência, é que influi sobre os rendimentos do trabalho.

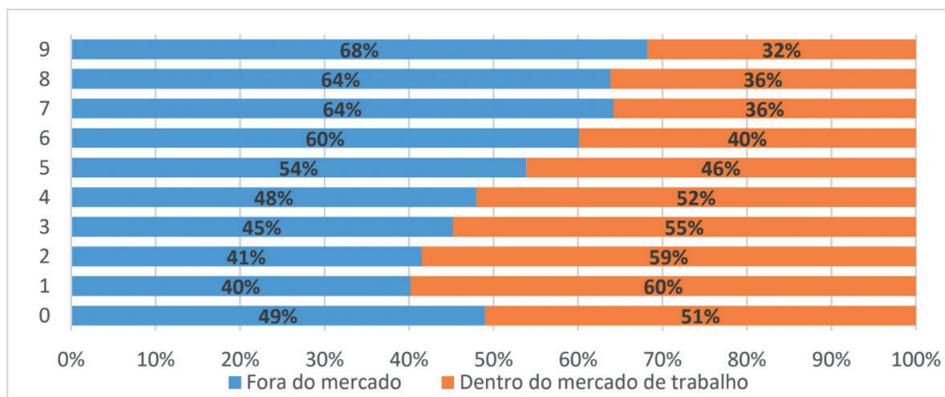
E ainda, homens trabalham, em média, 13,5% mais horas que as mulheres. E, mulheres com filhos trabalham, em média, menos que mulheres sem filhos, mas apenas 2%. Justifica-se, então, o uso da variável salário hora para quaisquer comparações de rendimentos.

A menor remuneração para as mulheres muitas vezes é justificada pela maior dedicação de tempo das mesmas a trabalhos domésticos a despeito do trabalho formal. De fato, mulheres se dedicam muito mais a afazeres domésticos que homens o que é intensificado com a presença de filhos, como pode ser notado pelo Gráfico 1.

Gráfico 1- Média de horas semanais gastas em afazeres domésticos - Brasil 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Os afazeres domésticos aumentam com o número de filhos, isto pode ser um dos fatores que determinam a entrada e/ou permanência da mulher no mercado de trabalho. O Gráfico 2 destaca o percentual de mulheres que estão dentro e fora do mercado de trabalho[20] com relação ao número de filhos. Observe que, apesar de entre as mulheres que não tem filhos, a porcentagem de mulheres que estão no mercado de trabalho e fora serem praticamente iguais, quanto maior a quantidade de filhos menor o percentual das mulheres que estão no mercado de trabalho. Isto indica uma correlação entre estas variáveis e que o número de filhos é uma boa *proxy* para captar a entrada/permanência da mulher no mercado de trabalho.

20 A divisão de dentro e fora do mercado de trabalho aqui não considera as pessoas que estão em busca de emprego. Considerou-se dentro do mercado pessoas com salário positivo e fora as com salário nulo. Esta separação embora simples dá indícios dos valores das variáveis considerando trabalhadores e não trabalhadores.

Gráfico 2 – Percentual de mulheres por quantidade de filhos que estão dentro e fora do mercado de trabalho – Brasil 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Todavia, a despeito de ganharem menos, as mulheres têm em média mais escolaridade que os homens. A escolaridade não consegue suprir a lacuna salarial entre gêneros. Considerando a maternidade, nota-se que mães são menos escolarizadas (20% a menos em média) que não mães.

Portanto, os dados sugerem diferença salarial e de nível de escolaridade quando separamos as mulheres segundo o fator maternidade, porém este fator não parece ter efeito significativo sobre as horas trabalhadas. Dados que não estão alinhados ao que ocorre em diversos países desenvolvidos, em que o trabalho em tempo parcial é uma preferência de mulheres que são mães.

Outra questão levantada é a escolaridade como potencializadora da penalização salarial devido a maternidade. Por isso, o salário médio por sete grupos de escolaridade[21] estão descritos na Tabela 2. Ainda é destacado o número médio de filhos por grupo de escolaridade, note que este valor decresce com o aumento do nível de escolaridade.

21 usando como referência de grupos de escolaridade a variável V4745 da PNAD (nível de instrução mais elevado alcançado). Os grupos opção para a resposta da pergunta estão descritos na tabela a seguir, porém a cada grupo há também a opção ou equivalente, isto é, fundamental incompleto ou equivalente, fundamental completo ou equivalente e assim consecutivamente.

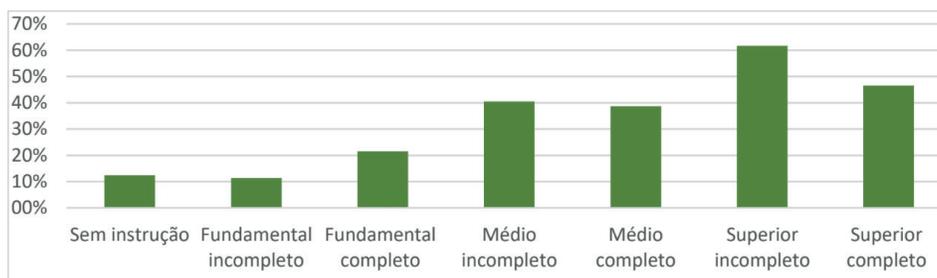
Tabela 2 – Número médio de filhos e Salário médio por hora para mulheres entre 15 e 49 anos por grupo de escolaridade - Brasil 2014

Grupo de escolaridade	Número médio de filhos		Salário por hora médio			
	Filhos total	Filhos moram	Sem filhos	Com filhos	Sem filhos que moram	Com filhos que moram
Sem instrução	2,7	1,6	30,0	22,7	25,8	22,8
Fundamental incompleto*	2,4	1,6	19,3	24,5	22,0	24,4
Fundamental completo*	1,8	1,3	22,7	30,5	24,8	30,4
Médio incompleto *	1,2	0,9	22,1	27,9	23,2	27,6
Médio completo *	1,1	0,9	33,7	35,8	34,3	35,5
Superior incompleto *	0,7	0,6	41,7	57,5	42,2	57,7
Superior completo	0,9	0,8	103,7	95,6	102,2	96,6

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD de 2014. OBS.: *ou equivalente

Vale ressaltar que não houve o controle por nenhuma variável, contudo o salário por hora varia de acordo com o nível de instrução, fato já esperado dada a correlação entre aumento de capital humano e renda. Porém, nos grupos de ensino intermediários, a presença de filhos sugere um bônus salarial. Então, quanto maior a escolaridade menos filhos em média a pessoa tem, e, a despeito do aumento salarial com o aumento da escolaridade, os anos intermediários de instrução apresentam um rendimento maior para mulheres que são mães.

Ainda considerando a escolaridade, um fator recorrente na literatura é: a fecundidade decresce com o nível de instrução da mulher. Primeiramente tome a proporção de mulheres que não tem filhos, por grupos de escolaridade, o que está disposto no Gráfico 3.

Gráfico 3 - % mulheres - 15 e 49 anos sem filhos por escolaridade -Brasil em 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Do total de mulheres que estão no mercado de trabalho 64% tem filhos, porém nota-se que quanto maior a escolaridade menor a proporção de mulheres com filhos, exceto pelo comportamento do grupo superior completo que tende a ter mais filhos que a categoria anterior (superior incompleto), contudo nada comparado à grande proporção de mulheres com filhos nos primeiros degraus de

escolaridade. Adicionalmente, tomando somente as mulheres de 49 anos de idade, mulheres com mais escolaridade são as que apresentam a maior proporção que permanece sem filhos, cerca de 17%. Assim há de se inferir que a postergação da maternidade para estudar pode levar à não maternidade, dado o final do período fértil da mulher.

Dados do IBGE afirmam a decrescente taxa de fecundidade total, que passou de 2,39 filhos em 2000 para 1,72 filhos por mulher em 2015, uma queda de 28% em 15 anos. Com dados deste mesmo instituto, o DATASUS (2016) destaca a taxa de fecundidade especifica por idade, salientando os nascimentos por grupos etários, a qual está descrita na tabela 3. Note que há uma queda da taxa de fecundidade específica para todos os grupos etários no período entre 1998 e 2011, exceto no grupo de mulheres entre 35 e 39 anos, onde há um aumento. A menor queda foi observada para mulheres entre 30 e 40 anos, o que corrobora o levantado pela literatura de que as mulheres têm postergado a maternidade, tendo aumento o percentual de mulheres que são mães após os 30.

Tabela 3 - Taxa de Fecundidade específica / faixa etária –Brasil 1998 – 2011

Anos	Faixa etária						
	15 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49
1998	0,087	0,155	0,117	0,068	0,032	0,012	0,003
1999	0,090	0,147	0,118	0,072	0,036	0,011	0,002
2000	0,088	0,135	0,112	0,073	0,037	0,011	0,001
2001	0,085	0,131	0,106	0,069	0,036	0,011	0,001
2002	0,081	0,126	0,102	0,067	0,035	0,011	0,001
2003	0,079	0,123	0,100	0,065	0,035	0,010	0,001
2004	0,078	0,120	0,098	0,065	0,034	0,010	0,001
2005	0,076	0,116	0,097	0,064	0,034	0,010	0,001
2006	0,074	0,111	0,095	0,063	0,034	0,010	0,001
2007	0,072	0,107	0,093	0,063	0,034	0,010	0,001
2008	0,070	0,103	0,092	0,063	0,034	0,010	0,001
2009	0,068	0,100	0,090	0,064	0,034	0,010	0,001
2010	0,067	0,098	0,088	0,065	0,035	0,009	0,001
2011	0,065	0,093	0,086	0,067	0,036	0,010	0,001
Variação no período	-25,1%	-39,9%	-26,5%	-1,4%	12,0%	-18,4%	-74,4%

Fonte: IBGE por DATASUS. Disponível em: http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2012/a06_01.htm

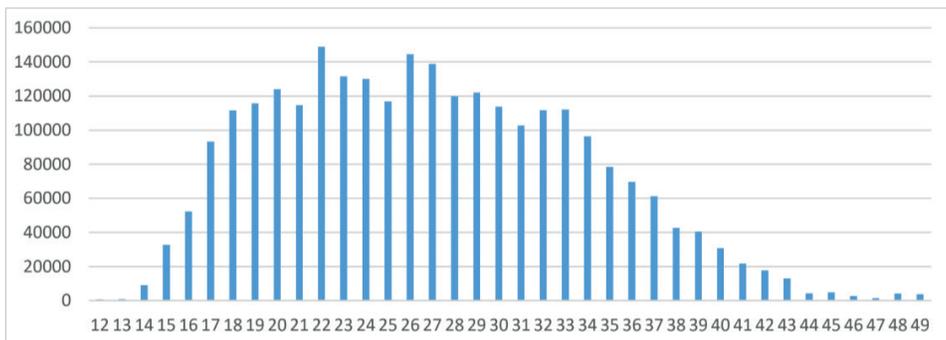
A partir dos dados da PNAD de 2014 foi realizado o cálculo da taxa de fecundidade específica para um ano antecedendo a data da pesquisa, isto é, para nascimentos entre setembro de 2013 e agosto de 2014, estes dados estão apresentados na Tabela 4. Os dados não são diretamente comparáveis pois as restrições para as informações consideradas por cada base de dados não são as mesmas, e também por que apesar de ser um período de um ano, não coincide com o calendário janeiro a dezembro usual.

Tabela 4 – Taxa especifica de fecundidade – Brasil setembro de 2013 a agosto de 2014

Ano	Faixa etária						
	15 a 19	20 a 24	25 a 29	30 a 34	35 a 39	40 a 44	45 a 49
2014	0.047	0.083	0.082	0.063	0.038	0.012	0.002

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Ainda sobre número de nascimentos, considerando os nascimentos por um ano até o dia da pesquisa PNAD de 2014, isto é, de setembro de 2013 e agosto de 2014, do total de mulheres que tiveram filhos 39% estavam no mercado de trabalho. Estes nascimentos considerando a idade da mãe estão descritos no Gráfico 4.

Gráfico 4 – Número de crianças nascidas por idade da mãe - Brasil de setembro de 2013 a agosto de 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Esta caracterização é importante ao passo que todas as análises que serão feitas considerarão as mulheres em idade fértil 15 e 49 anos, e é possível observar que a grande maioria dos nascimentos estão neste grupo etário.

Além das variáveis já levantadas como correlacionadas direta e/ou indiretamente com a questão da maternidade, ainda se destaca a questão racial. Há estudos em que a raça, juntamente com a maternidade são considerados por agregarem dois tipos de geradores de diferenças salariais. Assim, dividindo a população entre brancos e não brancos, o número médio de filhos encontrado para mulheres não brancas (1,5 filhos) é maior que de mulheres brancas (1,16 filhos). O salário médio por raça é muito diferente, como pode ser visto na tabela a seguir, por grupos de mulheres com filhos e sem filhos. Note que quando a mulher tem filho os salários são menores independente da raça.

Tabela 5 – Salário médio por hora por grupos raciais e de acordo com a presença ou não de filhos para o Brasil 2014

Grupos raciais	Sem filho	Com filho
Não brancos	37,66	33,84
Brancos	62,91	54,45

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014

Dados os rendimentos diferenciados por raça, ressalta-se que as características produtivas são diferentes. Assim, pode ser uma explicação, ao menos em parte, desta diferença salarial. A variação da escolaridade média para mulheres que estão dentro e fora do mercado de trabalho por grupos raciais e de maternidade estão descritos na Tabela 6:

Tabela 6 – Escolaridade média das mulheres por grupos raciais e maternidade, dentro e fora do mercado de trabalho - Brasil 2014

Grupos Populacionais	Escolaridade média (em anos)	
	Fora do mercado de trabalho	No mercado de trabalho
Não brancas		
Sem filhos	8,78	11,09
Com filhos	7,27	9,05
Brancas		
Sem filhos	9,66	12,20
Com filhos	8,61	10,48

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Como já destacado, do total de mulheres, 55% estão no mercado de trabalho e 45% estão fora, sendo que das mulheres que estão fora do mercado de trabalho 59% são não brancas enquanto no mercado de trabalho 52% são não brancas. Das mulheres que estão no mercado de trabalho 64% tem filhos, sendo o maior grupo, de 35% das que estão no mercado de trabalho, de não brancas com filhos. Isto indica que a maioria das mulheres que estão no mercado de trabalho tem filhos, e o grupo de mulheres não brancas é o grupo que mais tem filhos. Nota-se que 32% das mulheres não brancas que estão no mercado de trabalho não tem filhos. Enquanto para o grupo de brancas que estão no mercado de trabalho, 30% não tem filhos.

Até este ponto foram destacados alguns fatores que influenciam a renda da mulher relativamente a maternidade, agora salienta-se o papel de uma característica familiar que tem efeitos diferenciados tanto para mulheres quanto para homens, o estado conjugal. Duas variáveis de estado conjugal serão analisadas, a primeira relativa ao estado civil e a segunda se a pessoa é casada ou vive com companheiro. Note que o segundo grupo agrega pessoas que não tem casamento (civil ou religioso). Considerando estas características de estado conjugal foram criadas quatro variáveis para observar a relevância de cada forma relativamente a número de filhos e renda. Foram criadas as variáveis:

Quadro 2 – Descrição de variáveis de estado conjugal

Variável	Descrição
Estado civil 3	Estado civil separado em 3 grupos: Solteiros, casados e separados
Estado civil 2	Estado civil separado em 2 grupos: Solteiros, já casados algum dia (casados e separados)
Casado ou vive com companheiro	Divisão em 3 grupos segundo ter tido algum tipo de companhia: Nunca viveu, tem companheiro, não tem mas já teve.
Não tem companheiro	Divisão em 2 grupos: Pessoas que vivem sem companheiro (nunca viveram mais os que já tiveram, mas não tem mais), pessoas que não tem companheiro.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

É razoável que pessoas que sejam casadas ou vivam com algum companheiro tenham um comportamento diferente quanto a maternidade e quanto a entrada ou permanência no mercado de trabalho. E de fato observa-se que pessoas solteiras ou que vivem sozinhas de uma forma geral têm menos filhos. Veja os dados na Tabela 7. Uma análise de salários médios considerando estes estados conjugais, quanto a presença de filhos e a relação com estado civil em 3 grupos nota-se que há um aumento da renda respectivamente quando se passa de solteira para casada e separada, sendo a diferença entre casada para separada a que leva a um maior aumento salarial médio de 74% para mulheres sem filhos e de 24%, indicando que a presença de filhos pode frear o potencial ganho da mulher após uma separação. Nota-se ainda de forma geral que ao separar por grupos de estado conjugal quanto a presença de filhos as diferenças salariais foram mais acentuadas. Assim quando da presença de filhos o estado conjugal parece intensificar os efeitos negativos da maternidade sobre os níveis salariais.

Tabela 7 – Salário médio segundo estado conjugal considerando filhos totais e filhos que moram na mesma residência – Brasil 2014

Tipo de separação por estado conjugal	Salário médio por estado conjugal						
	Subgrupo	Mulheres	Homens	Sem filhos	Com filhos	Sem filhos que moram	Com filhos que moram
Estado civil 3 grupos	Solteiro	39,25	40,80	43,66	34,58	42,90	34,68
	Casado	38,81	48,02	49,83	36,54	42,41	37,49
	Separado	50,33	63,94	86,91	45,63	63,57	46,31
Estado civil 2 grupos	Solteiros	39,25	40,80	43,66	34,58	42,90	34,68
	Já casados algum dia	46,79	56,62	72,06	42,97	56,39	43,69
É casado ou vive com companheiro (a)	Nunca	42,66	40,65	42,51	43,69	42,42	44,48
	Vive com companhia	48,87	56,62	64,08	45,14	58,30	45,66
	Não vive, mas já viveu	41,92	47,50	63,99	37,33	54,95	37,38
Não tem companheiro	Vive com companhia	48,87	56,62	64,08	45,14	58,30	45,66
	Vive Sozinho	42,35	42,43	45,24	38,45	44,64	38,65

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Por fim, considera-se uma característica abordada como suavizadora de penalidades associadas à maternidade, em que são separadas atividades consideradas tipicamente masculinas, da mesma forma que Budig e England (2001). Nessa abordagem os autores consideram atividades tipicamente masculinas aquelas em que a proporção de mulheres empregadas é menor que 35%. Fazendo essa separação para o Brasil em 2014 encontramos que 15% das mulheres estão neste grupo de atividades. Destas mulheres, as quais os autores levantam como menos penalizadas quanto a maternidade, 64% tem filhos. O salário médio neste tipo de atividade para os grupos populacionais é destacado na tabela 8.

Tabela 8 – Salário médio para atividade tipicamente masculina

Atividade masculina	Mulheres	Homens	Sem filho	Com filho
Não	45.08	59.09	50.54	42.09
Sim	52.64	46.56	54.28	51.52

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD de 2014.

Um resultado interessante consiste em observar que, mulheres em atividades tipicamente masculinas ganham em média mais que os homens nessas atividades (cerca de 13%). O salário médio é menor quando se tem filho, porém observa-se que para as mulheres que não estão em atividades tipicamente masculinas a queda do salário médio é de 16,7%, já as mulheres que estão em atividades tipicamente masculinas têm uma queda de 5%. Isto indica que o resultado de Budig e England (2001), de que atividades tipicamente masculinas penalizam as mulheres pela maternidade de forma mais amena, pode valer também para o Brasil.

Com esta breve caracterização das características que influenciam os ganhos de mulheres que são mães, mesmo sem adotar nenhum controle para as variáveis, nota-se indícios de diferenciação salarial para mães. Portanto, mais uma motivação para a investigação de se isto ocorre de fato e em que medida após o controle por características similares das trabalhadoras.

1.4.2 Modelo de regressão linear

Primeiramente, torna-se necessário observar se, mesmo controlando por outras variáveis, a maternidade influencia o nível salarial. Como destacado na metodologia foram feitas 4 especificações, as quais se diferenciam somente pelas variáveis que caracterizam a maternidade. O primeiro modelo considera apenas o número de filhos, o segundo existência de filhos (*dummy* para presença de filhos), o terceiro considera duas *dummies* (uma para a presença de um filho, outra para a presença de dois ou mais); e o quarto considera três *dummies* (uma para a presença de um filho, outra para a presença de dois filhos e outra para a presença de 3 filhos ou mais). Os resultados para as especificações destacadas no quadro 4 estão na tabela 9.[22]. Os efeitos da maternidade são negativos para a composição salarial, independente da especificação escolhida. Pela especificação 1, mesmo controlando pelas demais

22 Testes para observar se existia realmente o viés de seleção e se era necessário a correção de Heckman foram feitos. O teste é de Wald, um teste *qui quadrado* que considera um parâmetro ρ, que é a correção entre o erro da equação principal e a equação de

variáveis explicativas, o efeito da presença de cada filho a mais é de queda salarial de cerca de 1,07%. Já pelo modelo 2 observa-se que a *dummy* ter filho indica uma queda salarial média de 3,54%.

As especificações 3 e 4 tem como principal objetivo observar o efeito separado por quantidade de filhos, isto é, se a queda salarial é menor ou maior se ela tem 1 ou 2 e 3 filhos ou mais. Nota-se que a presença de um único filho leva a uma queda salarial média de 2,78%, dois filhos ou mais 4,5%, da mesma forma que três filhos ou mais com uma queda salarial de 4,69%.

Dessa forma, a presença de filhos leva a menores salários e quanto maior o número de filhos maior é a penalização salarial média da mulher, contudo após o segundo e terceiro filho o efeito negativo parece se estabilizar em torno de 4,6%. Note, os grupos são mutuamente exclusivos, isto é, se a penalização não é acumulada de 1 filho, 2 filhos e de 3 filhos ou mais, uma vez que a mulher só pertence a um desses três grupos.

Tabela 9 – Modelos de regressão linear estimados por MQO e com correção para viés de seleção de Heckman (1979), segundo quadro 4 – Brasil 2014

Variáveis explicativas	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Idade	0.0180	0.0181	0.0183	0.0183
Raça	0.1603	0.1603	0.1601	0.1601
Experiência	0.0084	0.0091	0.0090	0.0090
Experiência ao quadrado	-0.0004	-0.0004	-0.0004	-0.0004
Escolaridade	0.0819	0.0820	0.0816	0.0816
Setor de trabalho	-0.2120	-0.2115	-0.2123	-0.2123
Sindicalizado	0.1145	0.1146	0.1146	0.1145
Carteira Assinada	0.1164	0.1169	0.1166	0.1166
Atividade masculina	0.1044	0.1038	0.1039	0.1039
Urbano	0.0823	0.0826	0.0824	0.0823
Região Metropolitana	0.1562	0.1555	0.1553	0.1553
Casada	-0.0679	-0.0675	-0.0665	-0.0665
Separada	-0.0057	-0.0040	-0.0036	-0.0036
Número de filhos	-0.0107	....	....	....
Existência de filho	....	-0.0354	....	....
1 filho	....	....	-0.0278	-0.0279
2 filhos	....	....	....	-0.0451
2 filhos ou mais	....	....	-0.0456	....
3filhos ou mais	....	....	....	-0.0469
Constante	1.8223*	1.8220*	1.8210*	1.8213*

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014. OBS.: Todas as estatísticas calculadas são significativas a 1%. Os erros padrões são menores que 0,001 exceto em dados com (*) que indica erros padrões iguais a 0,001. Total de observações consideradas 184.982.

Nota: grupos de referência (=1) para as *dummies*: raça = brancos; setor de trabalho=privado, sindicalizado=resposta sim, carteira assinada = resposta sim, atividade masculina = sim, Urbano = urbano/não rural, região metropolitana = resposta sim, casada = resposta sim, separada = grupo de separadas.

seleção. Para todas as equações estimadas o teste confirmou a presença de viés de seleção o que levou à correção como já salientado segundo Heckman (1979).

Os resultados para o Brasil são menores que os encontrados para muitos países, onde encontra-se efeitos maiores como, por exemplo, em Budig e England (2001) para o EUA onde a penalização salarial por criança é de 3%, e em Anderson et al (2002a) que encontra uma penalização de 3% se a mulher tem 1 filho e de 6 % se tem dois ou mais filhos. Deve-se ressaltar que estes dados são usados apenas a título de comparação uma vez que as bases de dados e variáveis controle variam muito entre os estudos. Vale enfatizar ainda que o prêmio salarial destacado para o Brasil por Piras e Ripani (2005) não é encontrado neste trabalho, onde há penalização salarial para mulheres que são mães.

1.4.3 Decomposição de Oaxaca-Blinder

Na decomposição de Oaxaca-Blinder realizada é possível observar qual parte da diferença salarial entre dois grupos é explicada pela maternidade. A tabela 10 ilustra os resultados para a decomposição. Primeiramente focalizando na diferença salarial encontrada segundo a maternidade, surge a questão de ser importante ou não este montante. A título de comparação uma decomposição similar, considerando os gêneros foi realizada, levando a uma diferença de renda de 0,118, com o fator explicado de -0,073 e fator não explicado de 0,191. A diferença encontrada quanto a maternidade é de 0,115, isto é, próxima da desigualdade de gênero, a qual já é foco de estudos brasileiros há bastante tempo dado sua importante contribuição para a desigualdade como um todo, como destaca Souza (2011).

Note, então, há diferenças de rendimentos entre os dois grupos (mães e não mães), resultado diferente do encontrado por Piras e Ripani (2010), que salientam um prêmio salarial à maternidade no Brasil. Note que o montante da diferença salarial é comparável com a diferença existente entre gêneros, tornando este montante sim significativo. O fator não explicado é o mais importante, já o fator explicado representa 33% da diferença salarial devido a maternidade encontrada. Dentre as variáveis que descrevem a diferença salarial, devido ao fator explicado, pode-se notar que a idade tende a diminuir a diferença salarial entre os grupos, enquanto a diferença de escolaridade tende a aumentar esta diferença. Quanto ao fator não explicado, o qual representa a diferença de retornos entre os grupos, mostra que idade, experiência e escolaridade são os principais determinantes. As diferenças de retorno quanto a idade e escolaridade tendem a aumentar o fator não explicado, enquanto a diferença de retornos na experiência tende a diminuir a parte não explicada.

A primeira característica usada para analisar diferenças no comportamento dos elementos explicado e não explicado da decomposição é a raça, dados na Tabela 10. Observa-se que em ambos os grupos a diferença salarial entre mães e não mães é a mesma. Porém, há diferença na composição desta diferença, as características usadas para estimar as equações (as dotações) conseguem explicar 44% da diferença salarial entre mães e não mães que são não brancas. Enquanto que para o grupo de brancas toda a desigualdade salarial devido a maternidade é do fator não explicado, isto é, não é devida a diferença de atributos entre os grupos. Isto quer dizer que a dotação de mãe não branca é mais importante para determinar as diferenças salariais que para o grupo de brancos. Assim, a maternidade tem efeito mais importante para o grupo de brancas. Os fatores que mais influenciam tanto a parte explicada quanto a não explicada são idade, escolaridade e experiência.

Tabela 10 – Decomposição de Oaxaca-Blinder para grupos de mães e não mães geral e mães e não mães por grupo racial – Brasil 2014

Decomposição	Ter filho		Ter filho			
			Não brancos		Brancos	
Diferença	0.115	(100%)	0.103	(100%)	0.103	(100%)
Explicada	0.038	(33%)	0.046	(44%)	0.000	(0.20%)
Não explicada	0.077	(67%)	0.057	(56%)	0.102	(100%)
Componente explicado						
Idade	-0.179	-(477%)	-0.145	-(319%)	-0.211	########
Raça	0.007	(18%)				
Experiência	-0.006	-(16%)	0.000	(0%)	-0.016	-(8146%)
Experiência ao quadrado	0.066	(177%)	0.057	(124%)	0.082	(40772%)
Escolaridade	0.154	(411%)	0.143	(314%)	0.149	(74058%)
Setor Privado	-0.002	-(5%)	-0.005	-(11%)	0.000	-(110%)
É sindicalizado	-0.002	-(5%)	-0.002	-(4%)	-0.002	-(837%)
Tem carteira de trabalho	-0.001	-(4%)	-0.002	-(5%)	-0.001	-(452%)
Atividade masculina	0.000	(1%)	0.000	(0%)	0.000	(183%)
Urbano	0.000	(0%)	0.000	(0%)	0.000	(21%)
Região metropolitana 2	0.004	(11%)	0.003	(7%)	0.005	(2329%)
Casado	0.000	(0%)	0.000	(0%)	0.000	-(11%)
É separado	-0.002	-(4%)	0.001	(2%)	-0.004	-(1929%)
Componente não explicado						
Idade	0.185	(240%)	0.172	(301%)	0.189	(184%)
Raça	0.001	(1%)				
Experiência	-0.170	-(220%)	-0.068	-(119%)	-0.297	-(290%)
Experiência ao quadrado	0.064	(83%)	0.000	-(1%)	0.141	(137%)
Escolaridade	0.295	(382%)	0.336	(587%)	0.186	(182%)
Setor Público	0.001	(1%)	0.005	(9%)	-0.001	-(1%)
Setor Privado	-0.005	-(7%)	-0.028	-(49%)	0.009	(9%)
Não é sindicalizado	-0.006	-(8%)	-0.014	-(25%)	0.000	(0%)
É sindicalizado	0.001	(2%)	0.003	(5%)	0.000	(0%)
Não carteira de trabalho	0.000	(0%)	-0.006	-(10%)	0.003	(3%)
Tem carteira de trabalho	0.001	(1%)	0.015	(26%)	-0.014	-(14%)
Não Atividade masculina	0.020	(26%)	0.000	(0%)	0.034	(33%)
Atividade masculina	-0.004	-(5%)	0.000	(0%)	-0.007	-(7%)
Rural	0.002	(3%)	0.001	(2%)	0.003	(2%)
Urbano	-0.037	-(49%)	-0.020	-(34%)	-0.049	-(48%)
Não região metropolitana	-0.017	-(23%)	-0.012	-(20%)	-0.020	-(20%)
Região metropolitana	0.010	(13%)	0.007	(12%)	0.011	(11%)
Não é casado	-0.044	-(57%)	-0.036	-(63%)	-0.054	-(53%)
Casado	0.002	(3%)	0.002	(4%)	0.002	(2%)
Não é separado	-0.017	-(22%)	0.029	(50%)	-0.049	-(47%)
É separado	0.002	(3%)	-0.003	-(6%)	0.008	(7%)
Constante	-0.207	-(268%)	-0.326	-(569%)	0.007	(7%)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014.

A consideração do estado conjugal para as decomposições está apresentada na tabela 11. Observe que são dois tipos de separação conjugal, ambas separadas em três grupos, em que primeira considera o estado civil (solteiro, casado, separado) e a segunda se a mulher tem ou não companheiro ou marido (nunca teve, tem e não tem, mas já teve).

Quanto a diferença salarial em qualquer estado conjugal mulheres com filhos ganham menos que mulheres sem filhos. E considerando o estado civil, é possível notar que a maternidade gera uma maior diferença salarial entre as mulheres separadas, seguidas das solteiras e com menor diferença as casadas. Neste mesmo sentido é possível observar que quanto a companheiro, a maior diferença é entre os que já tiveram um companheiro, seguido dos que nunca tiveram e com menor diferença as que tem um companheiro ou marido. Desta forma observa-se que o casamento/ter um companheiro, consegue atenuar de certa forma as penalizações da maternidade. Este resultado contraria resultados de alguns estudos internacionais como o de England e Budig (2001), que afirmam ser casamento como aumentador dos efeitos da maternidade sobre os salários. Porém isto como já destacado não é um consenso entre os estudos.

Já quanto aos componentes da diferença salarial quando ao estado conjugal, o termo explicado, representante das diferenças entre as características de mães e não mães, é o mais importante para quase todos os grupos na decomposição. Isto indica que as dotações de não mães são maiores que as das mães, o que leva a maiores rendimentos. Porém, note que, considerando a decomposição para o estado civil no grupo de casadas o termo explicado, isto é, o termo que leva em consideração as diferenças nas dotações, representaria mais que o total da diferença salarial (129%), isto é, caso não houvesse o termo não explicado a diferença salarial seria ainda maior, uma vez que o termo não explicado é negativo. Este termo não explicado negativo indica que, em média, o retorno das características para o grupo de mães é maior que o de grupo de não mães.

Ainda relativo ao estado civil nota-se que o termo explicado tem maior representatividade da diferença gerada para o grupo de casado, seguido do de separadas (65%) e por último o grupo de solteiros. Por consequência, no sentido contrário está o termo não explicado, note que este fator é maior para as solteiras, seguidas das separadas e por último das casadas. Isto indica que a maior penalização quanto à maternidade devido ao termo não explicado é para mães solteiras, seguida de mães separadas e parece haver uma valorização da mãe casada.

Tabela 11 - Decomposição de Oaxaca-Blinder para mães e não mães por grupos de estado conjugal – Brasil 2014

Decomposição	Estado civil 3						Casado ou tem companheiro					
	Solteiro		Casado		Separado		Nunca teve		Tem		Já teve, mas não tem mais	
Diferença	0.210	(100%)	0.119	(100%)	0.238	(100%)	0.193	(100%)	0.134	(100%)	0.258	(100%)
Explicada	0.123	(58%)	0.154	(129%)	0.155	(65%)	0.104	(54%)	0.066	(49%)	0.134	(52%)
Não explicada	0.087	(42%)	-0.035	-(29%)	0.083	(35%)	0.090	(46%)	0.068	(51%)	0.124	(48%)
Componente explicado												
Idade	-0.141	-(115%)	-0.166	-(108%)	-0.117	-(76%)	-0.094	-(91%)	-0.162	-(245%)	-0.224	-(168%)
Raça	0.014	(12%)	0.033	(21%)	0.022	(14%)	0.017	(16%)	0.011	(16%)	0.012	(9%)
Experiência	0.021	(17%)	-0.172	-(112%)	-0.021	-(14%)	0.033	(31%)	-0.087	-(132%)	0.140	(105%)
Experiência ao quadrado	0.036	(30%)	0.271	(177%)	0.019	(12%)	0.002	(2%)	0.148	(223%)	0.001	(1%)
Escolaridade	0.193	(157%)	0.164	(107%)	0.190	(123%)	0.152	(146%)	0.154	(232%)	0.175	(131%)
Setor Privado	0.000	(0%)	0.000	(0%)	0.001	(1%)	0.004	(3%)	-0.005	-(7%)	0.000	(0%)
É sindicalizado	-0.002	-(1%)	-0.001	(0%)	0.000	(0%)	0.000	(0%)	0.000	(1%)	0.001	(0%)
Tem carteira de trabalho	-0.001	-(1%)	0.002	(2%)	0.008	(5%)	-0.004	-(4%)	0.001	(2%)	0.003	(2%)
Trabalha em atividade masculina	0.000	(0%)	-0.001	-(1%)	0.000	(0%)	0.001	(1%)	0.001	(1%)	-0.001	(0%)
Urbano	0.000	(0%)	-0.007	-(5%)	0.000	(0%)	0.000	(0%)	0.000	(0%)	0.000	(0%)
Região metropolitana 2	0.002	(2%)	0.018	(12%)	0.021	(14%)	-0.003	-(3%)	0.004	(6%)	0.012	(9%)
Componente não explicado												
Idade	0.232	(265%)	0.721	-(2088%)	0.475	(571%)	0.232	(260%)	0.309	(453%)	0.895	(721%)
Raça	0.004	(4%)	0.022	-(65%)	0.093	(112%)	0.011	(12%)	0.011	(15%)	-0.006	-(5%)
Experiência	-0.127	-(146%)	0.295	-(853%)	-0.124	-(149%)	-0.143	-(160%)	0.047	(69%)	-0.565	-(455%)
Experiência ao quadrado	0.031	(36%)	-0.349	(1010%)	0.153	(184%)	0.052	(58%)	-0.103	-(151%)	0.139	(112%)
Escolaridade	0.404	(462%)	0.362	-(1048%)	0.504	(605%)	0.480	(536%)	0.285	(418%)	0.428	(345%)
Setor Público	-0.001	-(1%)	-0.017	(48%)	0.000	(0%)	0.004	(4%)	0.003	(4%)	-0.004	-(3%)
Setor Privado	0.004	(5%)	0.110	-(319%)	-0.001	-(1%)	-0.033	-(36%)	-0.014	-(21%)	0.030	(24%)

Não é sindicalizado	-0.011	-(13%)	0.015	-(43%)	0.041	(49%)	-0.031	-(34%)	0.002	(2%)	0.000	(0%)
É sindicalizado	0.002	(2%)	-0.003	(9%)	-0.009	-(11%)	0.004	(5%)	0.000	-(1%)	0.000	(0%)
Não tem carteira de trabalho	-0.003	-(3%)	0.004	-(11%)	-0.007	-(8%)	0.000	(0%)	0.004	(5%)	0.001	(1%)
Tem carteira de trabalho	0.008	(10%)	-0.010	(30%)	0.025	(30%)	-0.001	-(1%)	-0.013	-(19%)	-0.004	-(3%)
Não trabalha em Atividade masculina	0.013	(14%)	-0.013	(36%)	-0.015	-(18%)	0.027	(30%)	0.022	(32%)	-0.031	-(25%)
Trabalha em atividade masculina	-0.002	-(3%)	0.002	-(6%)	0.003	(3%)	-0.004	-(5%)	-0.004	-(6%)	0.006	(4%)
Rural	0.001	(1%)	0.027	-(79%)	0.001	(1%)	0.002	(3%)	0.004	(5%)	0.000	(0%)
Urbano	-0.018	-(20%)	-0.564	(1633%)	-0.028	-(34%)	-0.056	-(62%)	-0.058	-(85%)	0.005	(4%)
Não região metropolitana	-0.016	-(18%)	-0.065	(187%)	-0.057	-(69%)	-0.012	-(13%)	-0.018	-(26%)	-0.052	-(42%)
Região metropolitana 2	0.010	(11%)	0.042	-(122%)	0.029	(35%)	0.009	(11%)	0.010	(14%)	0.031	(25%)
Constante	-0.444	-(508%)	-0.615	(1780%)	-1.001	-(1202%)	-0.452	-(505%)	-0.416	-(610%)	-0.749	-(603%)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014.

Já considerando o estado conjugal definido pela presença ou não de um companheiro/ marido é possível observar outro padrão. A maior representatividade do fator explicado é para as mulheres que nunca tiveram um companheiro (54%), seguido das mulheres que já tiveram, mas não tem mais (52%) e com menor representatividade (49%) o grupo das mulheres que tem companheiro. Isto é a diferença entre as dotações das mulheres que são mães relativamente às que não são é mais importante para as mães que nunca tiveram companheiro, também consideradas mães solteiras. Isto indica que ter filhos sem ter companheiro pode ser fator muito importante para não adquirir dotações como escolaridade e experiência, justificando assim menores salários para estas mães. Porém, o fator não explicado, tem consequente maior representatividade encontrada no grupo das que tem companheiro (51%), seguido das que já tiveram companheiro (48%) e com menor representatividade as que nunca tiveram companheiro (46%). Nesta decomposição a força da menor dotação dentre o grupo de mães nos diversos grupos consegue superar o fator não explicado (que engloba a discriminação) contra as mães solteiras (que nunca tiveram companheiro).

Quanto à explicação de cada fator da composição, destaca-se que, para o termo explicado, a diferença de idade entre os grupos beneficia as mães, isto é, age a favor da redução das diferenças salariais causadas pela maternidade. Ao contrário aparece o fator escolaridade, indicando que as diferenças de escolaridade entre mães e não mães tende a aumentar as diferenças salariais, ainda é possível observar que a diferença média entre as escolaridades poderia levar a diferenças ainda maiores, não fosse o controle pelas demais variáveis, uma vez que para todos os grupos é maior que (100%). Fator interessante é as diferenças de experiência, representante importante para as diferenças explicadas principalmente para o grupo de casadas e que tem companheiro, indicando que nestes grupos são mais significativas as diferenças de experiência causadas pela maternidade.

Por último foi considerada a separação das mulheres em dois grupos, um em que elas estão em setores tipicamente masculinos e outra em que elas não estão nesses setores. As decomposições estão na tabela 12. Nas atividades que são tipicamente masculinas há uma menor diferença salarial entre mulheres que tem e que não tem filhos. Sendo que as atividades que são tipicamente masculinas, ainda apresentam toda a diferença salarial dada pelo fator explicado, isto é, pelas diferenças de dotações entre mães e não mães. Sendo que o fator não explicado segue no sentido de reduzir as diferenças salariais. Dessa forma, similarmente ao que a literatura levanta (ver Budig e England (2001)) atividades tipicamente masculinas tem uma menor penalização devido a maternidade que atividades não masculinas.

Tabela 12 - Decomposição de Oaxaca-Blinder por maternidade para mulheres que trabalham e que não trabalham em atividades tipicamente masculinas – Brasil 2014

Decomposição	Atividade masculina			
	Não		Sim	
Diferença	0.036	(100%)	0.027	(100%)
Explicada	0.026	(74%)	0.047	(177%)
Não explicada	0.009	(26%)	-0.020	-(77%)
Componente explicado				
Idade	-0.197	-(749%)	-0.123	-(261%)
Raça	0.006	(25%)	0.008	(18%)
Experiência	-0.025	-(93%)	-0.095	-(203%)
Experiência ao quadrado	0.094	(358%)	0.080	(170%)
Escolaridade	0.152	(577%)	0.187	(397%)
Setor Privado	-0.002	-(9%)	0.001	(3%)
É sindicalizado	-0.002	-(7%)	-0.002	-(5%)
Tem carteira de trabalho	-0.002	-(6%)	-0.001	-(2%)
Urbano	0.000	(1%)	0.000	(0%)
Região metropolitana 2	0.004	(15%)	0.004	(8%)
Casado	0.000	(0%)	-0.002	-(3%)
É separado	-0.001	-(3%)	-0.005	-(11%)
Componente não explicado				
Idade	0.252	(2662%)	-0.110	(540%)
Raça	0.009	(93%)	-0.032	(158%)
Experiência	-0.128	-(1353%)	0.003	-(15%)
Experiência ao quadrado	0.018	(189%)	0.061	-(301%)
Escolaridade	0.309	(3265%)	0.326	-(1597%)
Setor Público	0.002	(21%)	-0.004	(19%)
Setor Privado	-0.010	-(110%)	0.092	-(450%)
Não é sindicalizado	-0.003	-(34%)	-0.039	(189%)
É sindicalizado	0.001	(7%)	0.010	-(50%)
Não tem carteira de trabalho	-0.002	-(20%)	0.004	-(18%)
Tem carteira de trabalho	0.006	(61%)	-0.023	(113%)
Rural	0.002	(18%)	0.003	-(14%)
Urbano	-0.030	-(313%)	-0.053	(259%)
Não região metropolitana	-0.017	-(176%)	-0.021	(104%)
Região metropolitana 2	0.009	(99%)	0.012	-(59%)
Não é casado	-0.042	-(443%)	-0.097	(473%)
Casado	0.002	(24%)	0.005	-(24%)
Não é separado	-0.005	-(48%)	-0.077	(377%)
É separado	0.001	(6%)	0.011	-(52%)
Constante	-0.365	-(3849%)	-0.091	(446%)

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014.

1.5 CONSIDERAÇÕES SOBRE O PRIMEIRO CAPÍTULO

A maternidade é levantada internacionalmente como um fator gerador de diferenças salariais, passando por Hill (1979) a Grinshaw e Rubery (2015), porém para o Brasil a literatura sobre o tema é escassa. Assim este trabalho contribui primordialmente como caracterização geral dos efeitos da maternidade nos níveis salariais do mercado de trabalho brasileiro.

Ao observar os efeitos da maternidade sobre o nível salarial médio das mulheres no Brasil, a partir de quatro especificações de modelos de regressão e, ainda, a decomposição de Oaxaca-Blinder foi possível notar que existe uma diferença salarial média, evidenciando menores salários às mulheres brasileiras mães. Sendo o argumento de que os efeitos da maternidade, livre das diferenças de características entre os grupos, testado neste capitulo, podendo-se inferir então que esta metodologia contribui para a literatura de *motherhood pay gap*.

Entre os resultados constatou-se que, de forma similar à maioria da literatura internacional, a presença de filhos já leva a menores salários e quanto maior a quantidade de filhos maior é a penalização, porém a partir do terceiro filho o efeito negativo salarial parece se estabilizar em torno de 4,6%.

Adicionalmente, ainda foi possível constatar o tamanho da diferença salarial quanto a maternidade entre as mulheres, a qual foi posta à prova com a comparação do observado para gêneros. Os resultados indicam que a maternidade implica em diferenças salariais de tamanho similar à encontrada para gêneros, mostrando assim a relevância de seu estudo.

Quando a diferença salarial é decomposta, tendo em vista observar em que medida a diferença pode ser explicada pela diferença de retornos para os grupos de mães e não mães nota-se que há discriminação no mercado relativamente a mulheres que são mães. Ao observar quanto cada variável explicativa ajuda a explicar cada componente a principal diferença de retornos se encontra na variável escolaridade, isto é, a diferença de quanto se paga relativamente à escolaridade para mulheres que são mães e que não são é o principal fator que explica o efeito não observado da decomposição de Oaxaca, que além de características não observadas também engloba a discriminação.

As separações em grupos populacionais começam pela separação racial. Ter filhos para brancas e não brancas implica na mesma diferença salarial, porém entre as não brancas o fator dotação explica 44% da diferença salarial, enquanto entre as brancas a discriminação explica a totalidade da diferença salarial entre mães e não mães. Os principais influenciadores dos fatores são idade, escolaridade e experiência.

Outros grupos analisados são os de estado conjugal. As considerações quanto ao estado civil indicam que a maior diferença salarial é no grupo de mulheres separadas, seguidas das mulheres solteiras e por fim as casadas. Porém o efeito não explicado por diferenças de atributos é maior para as mães solteiras seguidas das mães separadas e parece haver uma valorização quando a mãe é casada. Considerando se a mulher tem ou não companheiro foi possível notar que a menor diferença salarial devido a maternidade é entre as mulheres que tem companheiro, seguido das que nunca tiveram companheiro e, por último, estão as que já tiveram companheiro, mas estão sem companheiro. Desta

forma é possível inferir que ter um companheiro/marido é um fator que diminui a diferença salarial causada pela maternidade, sendo um atenuante da penalização salarial de ser mãe.

A última separação populacional é em setores de trabalho que são tipicamente masculinos (menos de 35% de mulheres), em que foi possível notar menor penalização salarial nestas atividades, seguindo resultados de Buding e England (2001). E ainda as diferenças existentes nos setores tipicamente masculinos são completamente explicadas pela diferença de dotação entre mães e não mães, isto é, são racionalmente explicáveis.

Assim a partir dos resultados encontrados é possível notar que a penalização salarial além de relevante (semelhante à encontrada entre gêneros) também varia em grupos raciais, matrimoniais e de atividades típicas masculinas. Além disso, dado poder da educação de explicar os fatores da decomposição em todas as formulações adotadas, há indícios de que uma distribuição educacional mais igualitária tenderia a diminuir discrepâncias de renda.

Neste sentido, a crescente proporção de mulheres no mercado de trabalho, associada à constatada penalização salarial, mostra a importância de haver um sistema de políticas e ações que consiga garantir que a mulher não tenha que escolher entre a maternidade e o trabalho e iniba a diferença salarial nestes grupos. Destaca-se que uma garantia de um sistema de educação infantil, juntamente com licenças maternidade e paternidade podem são iniciais soluções, ao sinalizar ao mercado menores diferenças entre as mulheres mães e as não mães, como já mostram inúmeros trabalhos internacionais.

Ademais, há avanços a esta pesquisa se mostram enriquecedores: primeiro expandir o estudo para toda a distribuição salarial (o que é feito no próximo capítulo); segundo buscar por dados que enriqueçam a análise e proporcionem uma comparação temporal permitindo a análise da evolução no tempo deste tema.

VARIAÇÃO DO *MOTHERHOOD* PAY GAP PARA QUANTIS: REGRESSÕES QUANTILICAS E DECOMPOSIÇÃO DE MELLY

2.1 INTRODUÇÃO

A crescente entrada da mulher no mercado de trabalho no Brasil desde meados do século XX é conhecida e um aspecto mundial, o que tornou cada vez mais relevante os estudos que englobem a estrutura e o comportamento do mercado de trabalho com relação a elas. Apesar disto, estudos que salientem variáveis que afetam a renda feminina ainda são escassos no Brasil.

Internacionalmente, desde Hill (1979) a questão da maternidade e sua influência nos rendimentos femininos vem sendo estudadas intensamente. Porém, a grande maioria dos estudos sobre diferenças salariais e especificamente da diferença devido a maternidade é feita para a média. Em contraponto, Bernhardt, Morris e Handcock (1995) destacam que estudar apenas a média, quando se estuda a diferença de renda entre dois grupos pode gerar um viés.

Assim sendo, argumenta-se que estudar o efeito para toda a distribuição leva a conclusões mais completas, sendo que os estudos para a média, apesar da vantagem da generalização, também têm a sua desvantagem nesta generalização pois escondem o comportamento dos efeitos da maternidade por toda a distribuição salarial.

São primordialmente três os estudos que analisam a questão da maternidade sobre toda a distribuição salarial, Budig e Hodges (2010, 2014), e considerações feitas a estes trabalhos por Killewald e Bearak (2014). Em Budig e Hodges (2010) é notável a variação dos efeitos da maternidade durante a distribuição salarial, destacando o resultado de que, mulheres com menores salários são mais penalizadas, mas a penalização permanece por toda a distribuição salarial. Porém destacam que o mecanismo de geração desta penalização diferente em diferentes pontos da distribuição salarial, sendo para os menores rendimentos os recursos familiares, o esforço no trabalho e diferenciais compensatórios. Já para os maiores rendimentos a penalidade é explicada principalmente por perda de capital humano devido o nascimento do filho.

Portanto, para o Brasil não há estudos sobre maternidade considerando a variação de seus efeitos por toda a distribuição salarial. Esta então é a investigação foco deste trabalho, o que possibilitará situar o Brasil na literatura mundial também para quantis salariais. Para atingir tais objetivos, é realizada uma diferenciação entre a abordagem que considera efeitos na distribuição condicional e outra para a distribuição incondicional. Note que distribuições condicional e incondicional se diferenciam, ao passo que a primeira relativiza onde uma pessoa estaria na distribuição fixadas algumas características do modelo, enquanto a última não considera quaisquer condições restritivas, salientando distribuição salarial geral.

Assim este trabalho inova tanto ao analisar o *motherhood pay gap* para toda a distribuição salarial, quanto por considerar duas abordagens distintas para medi-la para o Brasil e de forma inédita considerando a correção do viés de seleção para ambas. A abordagem condicional é feita

por regressões quantílicas propostas por Koenker e Basset, já a abordagem incondicional considera a decomposição de Melly (2006), ambas as técnicas usando uma adaptação da correção de viés de seleção proposta por Buschisky (2001).

Metodologicamente temos a decomposição de Melly (2006) para encontrar efeitos na distribuição salarial incondicional da maternidade, no mesmo sentido feito por Oaxaca-Blinder (1973), permitindo isolar o efeito das diferenças salariais causadas pela maternidade da parte causada por diferentes atributos dos dois grupos, para além da maternidade.

Toda a análise é feita utilizando a PNAD de 2014. Os principais resultados encontrados são: i) há uma maior penalização à maternidade nos últimos quantis condicionais; ii) quanto maior o número de filhos maior a penalização salarial em todos os decis condicionais; iii) a diferença salarial entre mães e não mães aumenta com o nível de renda; iv) a maior parte da diferença salarial não é devida às diferenças de atributos entre mães e não mães.

Este capítulo está dividido em mais quatro partes, a primeira faz um apanhado da literatura, a seguir são definidas as metodologias. Logo após são descritos os resultados encontrados e por último são feitas algumas considerações.

2.2 LITERATURA *MOTHERHOOD PAY GAP* PARA OS QUANTIS

Formas de medir o gap salarial em decis

O principal método utilizado para encontrar diferenças salariais e decompô-las é o de Oaxaca-Blinder , separando para a média salarial a parte devida a diferenças de atributos dos grupos, e outra parte devida às diferenças de retornos destes grupos. Porém a partir deste método, outros foram desenvolvidos, destacando-se para análise em quantis da distribuição os métodos de Machado e Mata (2005), Melly (2006) e Firpo, Fortin e Lemieux (2009).

O trabalho de Salardi (2012) sobre diferenças salariais e ocupacionais devido a gênero e raça no Brasil, usa a decomposição de Machado e Mata (2005), Melly (2006) e Firpo, Fortin e Lemieux (2009) para estudar pela distribuição salarial o papel da diferença de gênero e raça. Estas decomposições seguem o feito por Oaxaca e Blinder, porém o fazem para quantis diferentes da distribuição salarial.

A partir das técnicas aplicadas o estudo de Salardi (2012) pôde analisar o impacto da intensidade ocupacional de mulher e dos não brancos nas diferenças salariais de duas formas: primeiro analisando esta intensidade para a média e para quantis específicos; e segundo analisando o efeito das variáveis em específicos quantis usando a decomposição de Firpo, Fortin e Lemieux (2009). Dentre os resultados encontrados destaca-se: para a diferença salarial de gêneros maiores diferenças salariais nos extremos da distribuição; para a raça a diferença salarial é maior nos quantis maiores da distribuição salarial devido a ambos os fatores da decomposição, e este padrão não muda no período analisado.

Há ainda outras opções metodológicas para quantis como a considerada por Pollman, Dohmen e Franz (2013), que utiliza principalmente dados da “*German Socio-Economic Panel Study*”

(SOEP), usando um método semiparamétrico (relacionado a regressões quantílicas) para estimar as dispersões de renda entre grupos, principalmente, na presença de dados censurados. Neste trabalho são destacadas ainda outras formas de se trabalhar em quantis de distribuições.

Motherhood pay gap – literatura sucinta

A influência da maternidade sobre os ganhos médios é a proposta mais estudada na literatura de *motherhood penalty gap*, porém como salienta Budig e Hodges (2010) as estimativas para a médias destas penalidades salariais devido a maternidade escondem os efeitos durante a distribuição salarial. Assim apenas alguns trabalhos se destacam no sentido de considerar também regressões quantílicas no estudo da diferença salarial associada à maternidade, são eles Budig e Hodges (2010), Killewald e Bearak (2014), Budig (2014), Budig e Hodges (2014).

Todos estes trabalhos são relacionados, oriundos do trabalho de Budig e Hodges (2010) quando os autores usam dados agrupados de 1979 a 2004 para os EUA para estimar regressões quantílicas condicionais simultâneas com efeitos fixos, testando então como varia a penalização durante a distribuição salarial de mulher brancas. Em seus resultados relacionam interpretações como se estivessem em uma distribuição salarial não condicional, porém a técnica usada era a condicional. Por este motivo o trabalho de Killewald e Bearak (2014) fez uma crítica acrescentando a técnica de regressões quantílicas não condicionais originada do trabalho de Fortin, Firpo e Lemieux (2009) que usa *recentered influence fuction* (RIF) para encontrar os efeitos das variáveis explicativas nos quantis salariais não condicionais. Neste sentido uma nova resposta é feita em Budig e Hodges (2014) que usam a técnica proposta em Killewald e Bearak (2014), destacando resultados compatíveis com as principais conclusões de seu primeiro trabalho, porém enfatizando que as diferenças encontradas por seus críticos podem ser devido às diferenças amostrais.

Os resultados de Budig e Hodges (2010) foram que as mulheres com menores salários são mais penalizadas, porém adicionalmente ressaltam que a penalização permanece por toda a distribuição salarial, sendo o mecanismo de geração desta penalização distinto em diferentes pontos da distribuição salarial. Para os menores rendimentos os mecanismos são os recursos familiares, o esforço no trabalho e diferenciais compensatórios. Já para os maiores rendimentos encontra-se a não acumulação de capital humano devido o nascimento do filho. O contraponto feito por Killewald e Bearak (2014) chega à conclusão de que as maiores penalizações se concentram nos quantis intermediários da distribuição não condicional. Em Budig e Hodges (2014) é possível observar que os efeitos do primeiro trabalho foram subestimados, mas vão no mesmo sentido.

Adicionalmente em Budig (2014) além da penalização salarial associada à maternidade também é considerado o bônus à paternidade.

2.3 ASPECTOS METODOLÓGICOS

2.3.1 Regressões quantílicas condicionais

As regressões quantílicas condicionais consideram a distribuição salarial como um todo, não somente a média como regressões lineares usuais de mínimos quadrados ordinários. Estas regressões têm como principal introdutor o trabalho de Koenker e Bassett (1978). Um paralelo entre o modelo clássico de regressão linear e regressões quantílicas pode ser visto em Koenker e Hallock (2000) e Hao e Naimam (2007) salientando que onde o primeiro método minimiza os quadrados dos erros absolutos, já em quantílicas ocorre a minimização da soma dos erros absolutos assimetricamente ponderados. As estimações das regressões quantílicas oferecem uma visão mais completa da distribuição dos efeitos das variáveis explicativas por toda a distribuição salarial.

Hao e Naiman (2007) destacam que o modelo de regressões quantílicas consegue captar mudanças de forma na distribuição, o que é importante ao passo que se mostra como um avanço tecnológico relacionado a pesquisas sobre discrepâncias de renda e sociais, sobressaindo sobre abordagens como os índices de disparidade de renda de Gini e Theil. Nesse sentido, neste trabalho o foco dos efeitos da maternidade em toda a distribuição salarial será abordado, em um primeiro momento por meio deste instrumental.

Considere a seguinte equação salarial minceriana abordada por quantis:

$$\ln w_i = X_i\beta_\theta + u_{\theta i} \tag{19}$$

Em que vale a identidade a seguir,

$$Quant_\theta(\ln w_i \,|X_i) = X_i\beta_\theta \tag{20}$$

note que: X_i como o vetor de variáveis explicativas, β_θ o vetor de parâmetros, $Quant_\theta$(lnw|x) é o teta-ésimo quantil condicional de ln$w$ dado x.

Assim a teta-ésima regressão quantílica, $0 < \theta < 1$ é definida como a solução para:

$$Min_{\beta\epsilon\mathbb{R}^k}\ \left\{\textstyle\sum_{i:lnw_i\geq X_i\beta}\theta(lnw_i - X_i\beta_\theta) + \sum_{i:lnw_i<X_i\beta}(1-\theta)(lnw_i - X_i\beta_\theta)\right\} \tag{21}$$

Ou, de forma equivalente:

$$Min_{\beta\epsilon\mathbb{R}^k}\ \textstyle\sum_i \rho_\theta(lnw_i - X_i\beta_\theta) \tag{22}$$

A função $p_\theta(\varepsilon)$ é descrita por:

$$\rho_\theta(\varepsilon) = \begin{cases}\theta\varepsilon & se\ \varepsilon \geq 0\\ (1-\theta)\varepsilon & se\ \varepsilon < 0\end{cases}$$

Que pode ser resolvido a partir de programação linear e os erros padrão por meio de *bootstrap*. Quatro especificações de modelo foram adotadas, todas tem como variáveis explicativas as seguintes características que não a maternidade: idade, raça (brancos ou não brancos), experiência, experiência ao quadrado, escolaridade (em anos de estudo), setor de trabalho (público e privado), sindicalizado, carteira de trabalho, atividade masculina (participação menor que 35% de mulheres), urbano (urbano ou rural), região metropolitana (*dummy* 1 se mora em região metropolitana), casada, separada. O que diferenciará os modelos será a/as variáveis de abordagem da maternidade, como descrito a seguir:

Quadro 5 – Descrição das variáveis que abordam a maternidade nos modelos

Modelo	Variável explicativa que aborda a maternidade
1	Número de filhos
2	*Dummy* existência de filhos: 1 para ter sido mãe e 0 para não ter sido mãe
3	*Dummy* 1 filho: 1 se teve 1 filho, 0 se não teve 1 filho *Dummy* 2 filhos ou mais: 1 se teve 2 filhos ou mais, 0 se não teve 2 filhos ou mais
4	*Dummy* 1 filho: 1 se teve 1 filho, 0 se não teve 1 filho *Dummy* 2 filhos: 1 se teve 2 filhos, 0 se não teve 2 filhos *Dummy* 3 filhos ou mais: 1 se teve 3 filhos ou mais, 0 se não teve 3 filhos ou mais

Fonte: Elaboração própria

Então, as regressões quantílicas são formas de enriquecer a descrição da relação existente entre variável dependente e explicativas ao passo que caracteriza a distribuição condicional. Porém, dada a existência já levantada, do viés de seleção, é necessário descrever a solução existente para a correção em regressões quantílicas.

Para correção de viés de seleção em quantílicas o método levantado por Buchinsky (1998, 2001) é enfatizado como mais adequado pela literatura. Este método é semiparamétrico não sendo adequada a utilização de métodos como o de Heckman (1979), os quais são paramétricos, no contexto de regressões quantílicas, afim de evitar problemas de viés. A despeito dos métodos paramétricos como é caso de Heckman (1979) a normalidade dos erros não é assumida em métodos semiparamétricos. Técnicas derivadas de Buchisky são usadas em alguns trabalhos como Tanuri-Pianto e Pianto (2002), Coelho, Viega e Veszteg (2005), Coelho, Verzteg e Soares (2010). Destaca-se o resultado de Tanuri-Pianto e Pianto (2002) onde há constatação de que o viés leva a maiores rendas para os mais pobres e a diminuição de renda para os quantis mais à frente na distribuição.

Ainda utiliza a metodologia destacada em Buchinsky (1998, 2001) o trabalho de Albrecht, Vuuren e Vroman (2009), salientando-o como uma extensão semiparamétrica de Heckman (1979) e Newey (1991). Em Albrecht, Vuuren e Vroman (2009) é descrita a correção do viés de seleção para quantílicas em sua utilização na decomposição de Machado e Mata (2005).[1]

Suscintamente, o procedimento de correção é composto por duas fases, a primeira composta pela equação de participação, onde o salário de reserva é uma função das características individuais mais um termo de correção idiossincrático; já a segunda é uma equação quantílica para o salário que é uma função das características individuais e do mercado de trabalho. Isto é, só há salário se o valor observado do mesmo está acima do salário de reserva, o que configura a entrada do indivíduo no mercado de trabalho. A partir da equação de participação estima-se um termo de correção que fará parte da equação principal.

Então, o viés de seleção ocorre porque algumas pessoas não participam da força de trabalho por que o salário de reserva delas é maior que o salário praticado no mercado, assim a aleatoriedade não é assegurada. De forma técnica como exposto em Coelho, Veszteg e Soares (2010) e Tanuri-

1 Os autores mostram também que os estimadores do procedimento de Machado e Mata (2005) são consistentes e assintoticamente normais. Para maiores informações veja Albrecht, Vuuren e Vroman (2009).

Pianto e Pianto (2002), pode-se explicar o viés de seleção como segue. Primeiro considere que temos uma variável G^*, a qual é definida como a diferença entre o salário praticado no mercado e o salário de reserva para todo individuo, sendo G^* definido por características que definem o salário de reserva do indivíduo (S_i), da seguinte forma:

$$G_i^* = S_i \alpha + \varepsilon_i$$

Em que α é um vetor de coeficientes. Note que G^* não é observável, porém o fato de a pessoa trabalhar ou não indica se o salário de mercado é maior que o salário de reserva, isto é, se a pessoa está no mercado de trabalho $G^*>0$. Pode-se então definir uma *dummy d* que seja 1 para pessoas que tem salário e 0 para pessoas que não estão trabalhando.

$$d_i = \begin{cases} 1 \; se \; salário > 0 \\ 0 \; se \; salário = 0 \end{cases}$$

Lembre-se da equação salarial descrita para a média, que era:

$$lnw = X\beta + u_i$$

Note que o salário w só é observado quando d é 1 indicando que o salário é maior que o salário de reserva.

Desta forma, para a média teríamos o seguinte resultado:

$$E(lnw|Xi, d = 1) = X\beta + E(u_i|Xi, d = 1)$$

Que segue de adaptação de Coelho, Verzteg e Viega (2010) que:

$$E(lnW|Xi, d = 1) = X\beta + \underbrace{E(u_i|Xi, \varepsilon \geq -S_i\alpha)}_{\mu(S_i\alpha)}$$

Chega-se então ao resultado da correção para viés de seleção de Heckman (1979), em que vale a suposição de que u e tem distribuição normal bivariada, e por consequência a função $\mu S_i \alpha$ é igual ao produto entre a inversa da razão de Mill e a covariância entre os erros u e . A razão inversa de Mill funciona da seguinte maneira, é maior para pessoas com menor probabilidade de estar no mercado de trabalho e menor para as que tem maior probabilidade de estar no mercado de trabalho, isto de forma monótona.

De forma análoga pode-se chegar a uma equação similar em regressões quantílicas:

$$Min_{\beta \epsilon \mathbb{R}^k} \left\{ \sum_{i:lnw_i \geq X_i\beta} \theta(lnw_i - X_i\beta_\theta) + \sum_{i:lnw_i < X_i\beta} (1-\theta)(lnw_i - X_i\beta_\theta) \right\} \quad (23)$$

Segundo Coelho, Verzteg e Viega (2010) a equação com a correção do viés de seleção para a média pode ser adaptada para os quantis condicionais θ da seguinte forma:

$$Quant_\theta(W|Xi, di = 1) = X_i\beta_\theta + \underbrace{Quant_\theta(u_i|Xi, \varepsilon \geq -S_i\alpha)}_{\mu_\theta(S_i\alpha)} \quad (24)$$

Porém quando se trata de quantis não temos as mesmas propriedades do valor esperado para o termo de erro, desta forma o termo $\mu_\theta(S_i\alpha)$ não é a inversa da razão de Mill como destacado anteriormente quando se supunha uma distribuição normal bivariada. A Distribuição tem uma forma desconhecida.

Seguindo Buchinsky (1998, 2001), Coelho, Verzteg e Viega (2010) destaca um método semiparamétrico em dois estágios. Primeiro estima a equação de seleção por meio do método semiparamétrico e então segue a estimação da equação de salários, adicionando o termo de correção do primeiro estágio, a partir da regressão quantílica.

O procedimento ocorrerá da seguinte maneira:

Primeiro estágio: Estimativa da equação de participação[2] compondo termo de correção.

Neste passo optou-se por seguir Coelho, Verzteg e Viega (2010) em que o estimador semiparamétrico de Gallant e Nychka (1987), destacado pelo comando *snp* do Stata de De Luca: Neste passo estima-se α (vetor de parâmetros da equação de seleção) por quase máxima verossimilhança. Diferentemente do que ocorre para a média, a estimação não pressupõe uma distribuição condicional para o termo do erro. Segue a estimação pelo polinômio interpolador de Hermite como aproximação da função de distribuição condicional desconhecida do erro ε.

Segundo estágio – Estimativa da equação salarial quantílica agregando o termo de correção. Temos a seguinte equação definida:

$$Quant_\theta(W|Xi, di = 1) = X_i\beta_\theta + \underbrace{Quant_\theta(u_i|Xi, \varepsilon \geq -S_i\alpha)}_{\mu_\theta(S_i\alpha)} \quad (25)$$

Lembre-se que para os quantis $Quant_\theta(u_{\theta i}|X_i, d = 1) \neq 0$ configurando no termo $\mu_\theta(S_i\alpha)$ da equação acima. Assim estima-se o parâmetro β_θ, com uma regressão quantílica usando *lnw* e a matriz *X* de variáveis explicativas e em respeito a uma aproximação do termo de seleção $\mu_\theta(S_i\alpha)$.

Tanuri-Pianto e Pianto, salientam que não há um formato para $\mu_\theta(S_i\alpha)$., donde por Buchinsky (1998, 2001), uma aproximação deste termo de seleção é feita por uma expansão de série, seguindo o procedimento adotado por Newey (1991). Note que, razão inversa de Mills cresce monotonicamente quando a probabilidade de estar no mercado de trabalho decresce. E então $\mu_\theta(S_i\alpha)$ é uma expansão em série da razão inversa de Mills.

O termo $\mu_\theta(S_i\alpha)$ é dado por:

$$\mu_\theta(S_i\alpha) = \sum_{j=1}^{3} \lambda(\hat{\mu} + \hat{\sigma}(S_i\hat{\alpha}))^{j-1}\,\delta_j \quad (26)$$

A expansão da série é considerada como destacado por Buchisky (1998) considerando de ordem três. Note que $\lambda(.) = \Phi(.) / \phi(.)$ é a razão inversa de Mills, em que Φ é a densidade de uma normal padrão e $\phi(.)$ a sua densidade acumulada. Algumas abordagens podem ser consideradas para o cálculo da série, considerou-se como proposto em Buchisky a razão inversa de Mills onde os parâmetros $\hat{\mu}$ e $\hat{\sigma}$ são a constante e a inclinação de um Probit de *d* com relação a $(S_i\hat{\alpha})$.

Note, porém, que com j=1 temos um vetor unitário, assim o coeficiente estimado não pode ser separado da constante da equação salarial. Dado que para fins de interpretação a constante não será considerada, demais modificações no modelo não serão realizadas, porém é possível, para mais detalhes ver Bushinsky (1998,2001) e Tanuri-Pianto e Pianto (2002).

2 As variáveis usadas na equação de participação foram: número de filhos, idade, escolaridade, mora no urbano ou rural, mora em região metropolitana ou não, se tem companheiro, se o filho mora no domicilio, se é chefe de família, quantidade de pessoas no domicilio, a estrutura familiar é de casal sem filho, casal com todos os filhos menores de 14, casal com todos os filhos maiores ou menores que 14, casal com todos os filhos maiores que 14, mãe com todos os filhos menores de 14, mãe com todos os filhos maiores de 14, mãe com filhos menores e maiores de 14, a importância do salário na família, e as horas gastas em afazeres domésticos.

2.3.2 Diferenças salariais nos quantis incondicionais: Decomposição de Melly (2006)

A partir da decomposição de Oaxaca-Blinder algumas decomposições de das diferenças de renda entre grupos foram desenvolvidas. Especificamente para a abordagem em regressões quantílicas se destacam a decomposição de Mata e Machado (2005) e Melly (2006). Prova-se em Melly (2006) que a segunda é idêntica numericamente à primeira quando o número de simulações de Mata e Machado (2005) tendem ao infinito. Uma explicação sucinta da decomposição de Mata e Machado (2005) pode ser vista em Souza (2011).

Desta forma a decomposição de Melly (2006) será abordada a seguir. Salienta-se que as propriedades estatísticas dos estimadores desta decomposição estão descritas em Chernozhukov, Fernandez-Val e Melly (2009).

Uma adaptação da decomposição de Melly (2006) pode ser iniciada considerando como em Oaxaca-Blinder dois grupos A e B os quais são separados por terem alguma característica intrínseca diferente, implicando que os indivíduos são mutuamente exclusivos. Ex.: grupos de gênero, grupos de raça, ser ou não mãe, etc. E estes grupos apresentam salários (W) diferentes.

Chame a característica de separação dos grupos de T. Considere o grupo A o grupo em que os indivíduos i tem o $T_i=0$, o qual chamaremos de grupo que recebe o tratamento controle, já o grupo B é o grupo que recebe o tratamento ativo, em que $T_i=1$. Melly (2006) salienta em seu trabalho a nomenclatura, tratados e não tratados, destacando, porém, que o tratamento pode ser a ocorrência de alguma característica como ser negro ou branco.

Melly (2006) enfatiza que cada indivíduo i tem dois resultados potenciais possíveis $W_i(T)$, isto é, $W_i(0)$ resultado para o tratamento de controle, e $W_i(1)$ para o resultado para o tratamento ativo. X_i é o vetor de variáveis explicativas e tem dimensão k.

A decomposição de Melly (2006) tem inicial entendimento ao expressar uma extensão para os quantis do que é feito para a média, veja no quadro a seguir o realizado para a média e o que é intento da decomposição de Melly para os quantis:

Quadro 6 – Diferenças na metodologia para a média e para os quantis

	Para a média	Para o θº quantil
Efeito do tratamento para população total	$E(W_i(1)) - E(W_i(0))$ (ATE)	$F^{-1}_{W_i(1)}(\theta) - F^{-1}_{W_i(0)}(\theta)$ (QTE)
Efeito do tratamento somente entre os tratados	$E(W_i(1)\|B) - E(W_i(0)\|B)$ (ATET)	$F^{-1}_{W_i(1)}(\theta\|B) - F^{-1}_{W_i(0)}(\theta\|B)$ (QTET)

Fonte: Elaboração própria.

Note que F^{-1}_W é o θº quantil de W. Na notação usada na seção anterior para descrição das regressões quantílicas teríamos: $Quant_\theta(W)$. Destacando que o objetivo é a diferença entre os quantis de W e não o quantil das diferenças em W.

Note, porém, que os resultados potenciais são apenas parcialmente observados, uma vez que somente $W_i = (1 - T_i)W_i\,(0) + T_iW_i\,(1)$ é observável, como destacado em Melly (2006). Destaca-se então que a suposição chave da decomposição é:

Não-confundimento: W(0), W(1) ⊥ T|X

O que implica que:

$$F_{W(0)}^{-1}(\theta|T=1,X) = F_{W(0)}^{-1}(\theta|T=0,X) = F_{W(0)}^{-1}(\theta|X) \tag{27}$$

A partir de não-confundimento, têm-se uma primeira forma de identificar e estimar média e quantis contrafactuais. Oaxaca-Blinder supõe que o valor esperado de *y* condicionalmente a *X* é função linear de *X*. Esta decomposição chega ao seguinte resultado.

$$\bar{W}^1 - \bar{W}^0 = \underbrace{\left[\bar{X}^1\hat{\beta}_{ols}^1 - \bar{X}^1\hat{\beta}_{ols}^0\right]}_{efeito\ dos\ coeficientes} + \underbrace{\left[\bar{X}^1\hat{\beta}_{ols}^0 - \bar{X}^0\hat{\beta}_{ols}^0\right]}_{efeito\ das\ caracteristicas} \tag{28}$$

Ou de outra forma:

$$E(W(1)|T=1) - E\,(W(0)|T=1 \tag{29}$$

Desta forma, a decomposição de Oaxaca-Blinder estima o efeito médio do tratamento nos tratados. Assim, é preciso encontrar o quantil contrafactual $F_{w(0)}^{-1}(\theta|T=1)$, para que a extensão quantílica da decomposição seja possível.

Segue-se a suposição de que todos os quantis de *W* condicionais a *X* são lineares em *X*. E desta forma a ao se obter os quantis condicionais estimados por regressão quantílica a inversa da distribuição condicional pode ser obtida e consequentemente a incondicional, o que leva a inversa respectivamente. Observe a seguir, como se chega ao estimador de distribuição incondicional, na presença de variáveis explicativas que são então usadas para decompor diferenças na distribuição, analogamente a Oaxaca-Blinder.

Utilizando a mesma notação de Melly (2006) temos:

- $F_W\,(q)$: distribuição acumulada da variável aleatória *W* no ponto *q*.
- $f_W\,(q)$: densidade de *W* no ponto *q*
- $F_W^{-1}(\tau)$: inversa da função de distribuição, a função quantílica, avaliada em $0 < \tau < 1$
- $F_W\,(q|X_i)$: função de distribuição acumulada condicional de *W* avaliada em *q* dado $X=X_i$.

Pelas suposições descritas no anexo 2 deste documento segue-se que, pelo menos um dos regressores é continuamente distribuído em R. Assume-se ainda que a amostra é *iid* e compactabilidade do suporte.

Adequando à nomenclatura adotada nesta seção, seguindo Melly (2006), os coeficientes de regressão quantílica, $\beta_t(\tau)$, podem ser obtidos, para t ∈ (0,1), por:

$$\hat{\beta}_t(\tau) = \underset{b \in R^K}{\operatorname{argmin}}\, n_t^{-1} \textstyle\sum_{i:T_i=t} \rho_\tau(W_i - X_i b) \tag{30}$$

Com: $p_\tau\,(z) = z\,(\tau - 1\,(z \leq 0))$, e 1(.) é a função indicador.

O τ quantil condicional de W(t) dado Xi ´é estimado consistentemente por $X_i'\hat{\beta}_t(\tau)$. Isto é: $Quant_\tau(W|X_i) = X_i'\hat{\beta}_t(\tau)$

Note, porém, que a função quantílica condicional não é monotônica o que implica que a inversa não deve ser considerada diretamente. Como destacado em Melly (2006) dadas as propriedades da função de distribuição condicional pode-se chegar à estimativa da função de distribuição não condicional por:

$$\hat{F}_{W(t)}(q|T=t) = \int \hat{F}_{W(t)}(q|x)dF_x(x|T=t) = n_t^{-1}\sum_{i:T_i=t}\hat{F}_{W(t)}(q|X_i) \quad (31)$$

Então, tomando um conjunto infinito, um estimador o θ^o quantil da distribuição incondicional de W é dado por:

$$\hat{q}_t(\theta) = inf\{q: n_t^{-1}\sum_{i:T_i=t}\hat{F}_{W(t)}(q|X_i) \geq \theta\} \quad (32)$$

Segue-se que este estimador leva a simulações contrafactuais quantílica, as quais possibilitam o paralelo com Oaxaca-Blinder. Seja a seguinte contrafactual:

$$\hat{q}_c(\theta) = inf\left\{q: n_t^{-1}\sum_{i:T_i=1}\hat{F}_{Y(0)}(q|X_i) \geq \theta\right\} \quad (33)$$

Isto é, este é o θº quantil da distribuição que ocorreria se os tratados efetivos não o fossem, isto é, por exemplo, caso a análise fosse quanto a gêneros, o que ocorreria se mulheres tivessem retornos de homens. Dessa forma, chega-se à decomposição final de Melly (2006):

$$\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_0(\theta) = \underbrace{[\hat{q}_1(\theta) - \hat{q}_c(\theta)]}_{\substack{Efeito\ dos\ coeficientes \\ (QTET)}} + \underbrace{[\hat{q}_c(\theta) - \hat{q}_0(\theta)]}_{Efeito\ das\ caracteristicas} \quad (34)$$

A qual tem a mesma lógica de interpretação que a destacada decomposição de Oaxaca-Blinder, mas para os quantis salariais.

A mesma técnica destacada, Buchisky (1998, 2001), na seção anterior para corrigir o viés de seleção para regressões quantílicas é usada para esta decomposição.

2.3.3 Base de dados e variáveis de estudo

Serão abordadas as variáveis consideradas na literatura e adequadas à base de dados utilizada. Seguindo o já abordado no capítulo 1, a questão da segmentação, relacionada com a maternidade, por meio das atividades tipicamente masculinas (menos de 35% de mulheres), será considerada. Lembre-se que foi possível notar para a média que nestas atividades mães são menos penalizadas quanto a maternidade, será possível então observar se isto ocorre ao considerar os quantis da distribuição salarial.

Outro fator que se mostra importante quanto a diferenças salariais é a região de moradia como destacam Campante, Crespo e Leite (2004) e Ehrenberg e Smith (2000). A comparação entre Sudeste e Nordeste é abordada em Campante, Crespo e Leite (2004), Miro e Suliano (2010), Marinho e Nogueira (2006) dentre outros. Neste sentido duas variáveis de localização geográfica são utilizadas, áreas urbana/rural e metropolitana/não metropolitana.

A base de dados utilizada é a PNAD de 2014, as variáveis utilizadas para as análises, descritivas estão descritas no anexo 1 deste trabalho. Enfatizando que pessoas que não informam características importantes nas análises foram excluídas, como idade, escolaridade e gênero. O grupo etário de mulheres no estudo serão mulheres entre 15 e 49 anos, sendo esta escolha coerente com a idade fértil e a presença de mais nascimentos por idade, como foi descrito na análise descritiva do capítulo 1.

2.4 RESULTADOS PARA OS DECIS SALARIAIS

A análise quantílica para o estudo das diferenças salariais devido a maternidade não é muito explorada na literatura. O principal trabalho que trata do assunto seguindo regressões quantílicas é o de Budig e Hodges (2010). Porém a análise de decomposição da diferença salarial, seguindo decomposições como de Mata e Machado (2005) e de Melly (2006) não foram realizados ainda. A seguir estão os resultados, primeiro das regressões quantílicas e em seguida a decomposição de Melly (2006).

2.4.1 Resultados das regressões quantílicas

Para a análise da evolução nos quantis, quatro formas de observar efeitos da maternidade sobre o nível salarial foram consideradas, são elas:

I. Efeito do número de filhos.
II. Efeito da existência de filho.
III. Efeito de 1 filho ou de 2 filhos ou mais.
IV. Efeito de 1 filho, 2 filhos e de 3 filhos ou mais.

A análise foi feita por decis da distribuição salarial condicional. Primeiramente, destaca-se a especificação 1, com o efeito do número de filhos sobre o salário das mulheres, o gráfico 5 resume estes resultados. Nota-se que, em toda a distribuição salarial condicional, o efeito do número de filhos é negativo. A cada filho, a queda salarial é de 1% no primeiro decil, mas chega a representar 1,92% no último decil salarial. Indicando então, maior penalização salarial para mulheres que são mães no último decil salarial condicional. Nota-se uma tendência de queda da diferença salarial nos decis intermediários da distribuição condicional, as menores quedas salariais nos decis 0,2 e 0,6.

A análise para cada filho mostra maior penalização mulheres que estão nos últimos decis salariais condicionais. Porém, a menor penalização salarial é nos decis intermediários da distribuição salarial. Apesar de haver uma menor penalização nos primeiros decis que nos últimos não é encontrada uma relação monotonicamente crescente de penalizações.

Gráfico 5 – Efeito do número de filhos sobre os decis da distribuição salarial para o Brasil em 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014

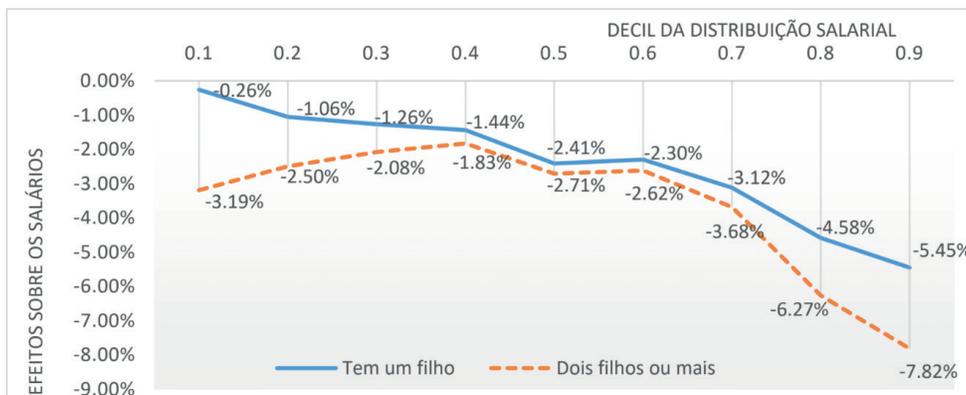
A segunda especificação considera o efeito simplificado, considerando apenas a presença de filhos, através de uma *dummy* para se a mulher é ou não mãe. Os resultados das penalizações salariais estão descritos no gráfico 6. Note que, ao contrário dos efeitos salariais da presença de cada filho a mais, há uma relação decrescente entre o primeiro decil e o último. Ter filho (os) para as mulheres no último decil condicional chega a uma penalização de cerca de 6%. Já entre as mulheres mais pobres observa-se uma menor queda, 1,28%.

Já para a terceira especificação, outra abordagem é feita, consideramos as mulheres separadas por *dummies* quanto a presença de 1 filho ou de 2 ou mais filhos. Mostra-se que 2 ou mais filhos geram maiores penalizações salariais. Os resultados desta especificação estão no gráfico 7. Note que a presença de apenas um filho leva a penalizações crescentes nos decis salariais, começando com penalizações de 0,26% para as mais pobres, e chegando a 5,45% para as mais ricas.

Gráfico 6 – Efeito da existência de filhos sobre os salários pela distribuição salarial das mulheres – Brasil 2014.

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014

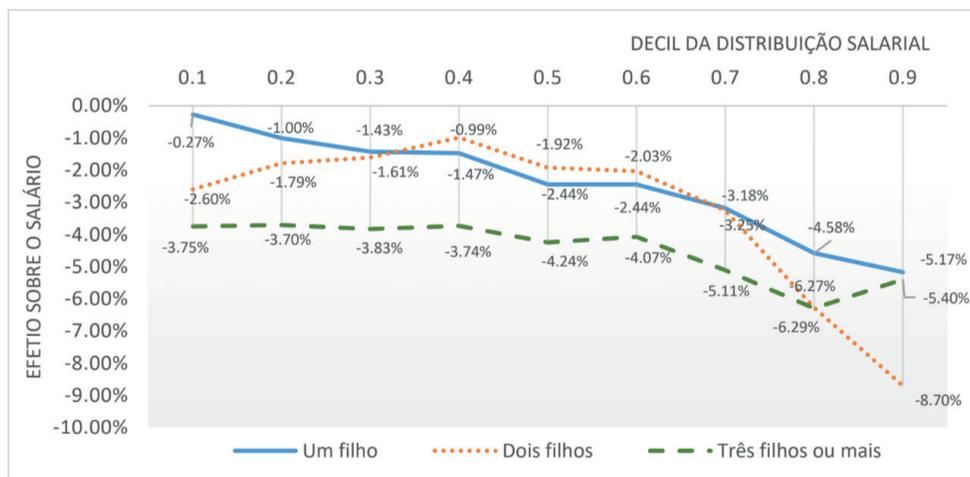
Já para a presença de dois filhos ou mais a relação encontrada não é decrescente nos decis, sendo as menores penalizações nos decis intermediários da distribuição salarial condicional, mais exatamente no decil 0,4, com uma penalização de 1,83%. As maiores perdas salariais são para mulheres que se encontram no decil 0,7 ou posterior, chegando a representar uma queda salarial de 7,82% no decil 0,9.

Gráfico 7 – Efeitos de um filho ou dois filhos ou mais em toda a distribuição salarial das mulheres – Brasil, 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014

Dessa forma, pode-se concluir para a terceira especificação que, o efeito de um único filho é menor que de 2 ou mais filhos. Porém os maiores efeitos são sempre nos últimos decis salariais. E a diferença entre penalizações chega a quase 3 pontos percentuais mais quando se tem mais de 1 filho, no primeiro e no último decil condicional.

Por último, a questão da penalização salarial devido a maternidade de 1, 2 ou 3 filhos ou mais é levantada. A partir de 3 filhos que as penalizações maiores são encontradas. O gráfico 8 apresenta estes resultados.

Ter 3 ou mais filhos leva às maiores penalizações, exceto para o último quintil, em que ter 2 filhos foi o que apresentou maiores perdas. Observa-se, ainda, nesta especificação diferentes descrições para cada variável filho estudada. Note que, os efeitos negativos sobre o salário, para a presença de um filho, são maiores quanto maior o decil salarial. Já para dois filhos, os maiores efeitos são no primeiro e último decis, com menor efeito no decil 0,4 (0,99% de queda salarial). Já a presença de 3 filhos ou mais foi a que teve uma menor variação, até o 0,6 quintil nota-se uma variação de apenas 0,5 ponto percentual de penalização, variando entre -3,75% e 4,24%, e, apesar de ter a maior penalização no quintil 0,8 no último decil apresenta penalização de 5,4%.

Gráfico 8 – Efeitos de um filho, dois filhos ou três filhos ou mais sobre o nível salarial das mulheres – Brasil 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014

Desta forma, observou-se que a especificação considerando 3 filhos ou mais consegue capturar que os efeitos de 3 filhos ou mais é maior, apesar do efeito maior de 2 filhos para o último quintil.

Assim, é notável pelo método de estudo desta seção as penalizações salariais a mulheres que tem filhos, sendo considerável da diferença salarial entre mães e não mães por toda a distribuição salarial. Principalmente porque uma análise mais rica e de fácil entendimento abordaria quantis incondicionais, adicionalmente como proposto, isolar o efeito da maternidade da diferença de atributos entre mães e não mães é primordial para conseguir de forma coerente capturar os efeitos reais da maternidade sobre os salários. Esta abordagem é feita a partir da decomposição de Melly (2006).

2.4.2 Resultados da decomposição de Melly (2006)

A partir da decomposição de Melly (2006) é possível analisar as diferenças salariais nos quantis não condicionais da distribuição salarial, dividindo a discrepância salarial em uma parte devido a diferentes atributos, e outra devida apenas à maternidade.

O fator gerador de diferenças salariais é se a mulher tem ou não filho, isto é, são dois grupos, mulheres não mães e mulheres mães. Este procedimento foi realizado para toda a distribuição salarial das mulheres, assim chega-se ao comportamento tanto da diferença salarial, quanto dos efeitos da decomposição por toda a distribuição.

A tabela 13 apresenta os resultados da decomposição de Melly (2006). São comportamentos distintos observados, por isso vale salientar a seguinte questão: o grupo base é o grupo de não mães. Isto quer dizer que, tomando a diferença entre o salário de não mães relativamente ao de mães. Assim, diferenças salariais apresentadas acima que sejam negativas indicam que mães ganham mais que as

não mães, note que, isto ocorre apenas para o primeiro decil da distribuição salarial. Ainda, segue-se para interpretações o sinal dos efeitos das características (dotação) e dos coeficientes (retornos) o seguinte procedimento: sinais negativos indicam que o grupo de mães se sobrepõe ao de não mães. Isto quer dizer que se o efeito característica é negativo, as características do grupo de mães levariam a salários superiores, comparativamente ao grupo de não mães. Neste mesmo sentido, se o efeito dos coeficientes é negativo, isto indica que as diferenças de retorno entre o grupo de mães e não mães favorece o grupo de mães.

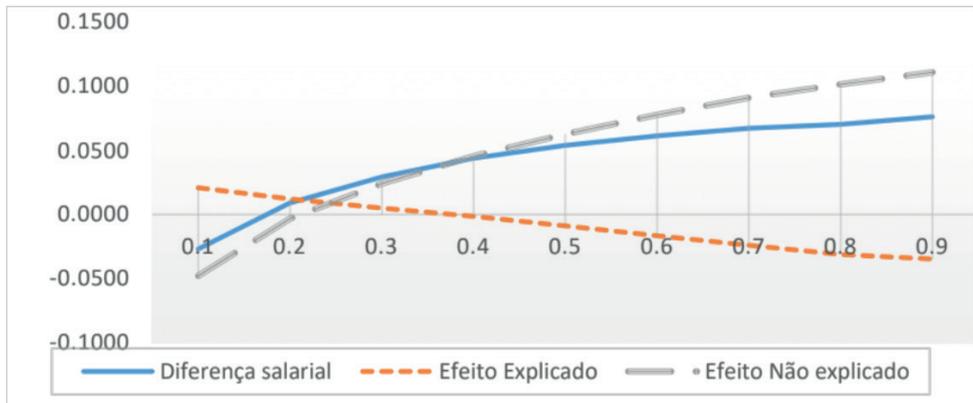
Tabela 13 – Decomposição de Melly (2006) para a diferença salarial por hora entre mães e não mães – Brasil 2014

Decil	Diferença salarial	Decomposição	
		Características	Coeficientes
0.1	-0.0268	0.0209	-0.0477
0.2	0.0091	0.0122	-0.0031
0.3	0.0294	0.0051	0.0243
0.4	0.0440	-0.0014	0.0454
0.5	0.0540	-0.0087	0.0627
0.6	0.0615	-0.0164	0.0779
0.7	0.0672	-0.0240	0.0912
0.8	0.0704	-0.0312	0.1016
0.9	0.0762	-0.0347	0.1109

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014

Primeiramente, tome a questão da representatividade relativa de cada componente da decomposição. Note que, exceto para o segundo decil, o componente que representa as diferenças nos retornos entre os grupos é o mais importante para explicar as diferenças salariais. Porém, para o primeiro decil funciona como diminuidor de diferenças, enquanto, para os demais decis representa um provedor de diferenças salariais.

Tome agora o comportamento de cada efeito durante a distribuição salarial. Este resultado está descrito no gráfico 9. Considerando as diferenças salariais entre mães e não mães, nota-se que no primeiro decil mães ganham mais, porém para os demais decis o grupo com maiores salários é o de não mães. Nota-se que, a diferença salarial é cresce monotonicamente pela distribuição salarial. Enquanto no primeiro decil favorece mães em 2,68 pontos percentuais, para o último decil, não mães ganham a mais que mães cerca de 7,62 pontos percentuais. Nota-se, portanto, que quanto maior a renda, maior é a penalização da maternidade sobre os rendimentos salariais.

Gráfico 9 – Decomposição de Melly para a diferença salarial entre mães e não mães por decis da distribuição do salário hora – Brasil 2014

Fonte: Elaboração própria a partir dos dados da PNAD 2014

Considerando os componentes da decomposição estes agem em direções contrárias, uma vez que a soma dos dois componentes gera a diferença salarial total. De forma geral os componentes estão agindo em sentido contrário, somente para o decil 0,3 ambos são positivos, como o efeito dos coeficientes representando 83% da diferença salarial.

Quanto ao efeito das dotações, este age como aumentador das diferenças salariais até o terceiro decil sendo negativo após isto, o que leva a conclusão de que a partir do quarto decil as dotações do grupo de mães são superiores ao do grupo de não mães e assim agem para aumentar os salários de mães. Porém nota-se que a força das diferenças de retornos entre os grupos é maior, e desta forma o efeito dotação não consegue suprir esta diferença, indicando a diferenciação feita pelo mercado de trabalho quanto a mulheres que tem filhos. Salienta-se que quanto mais adiante na distribuição salarial maior é o efeito não explicado pelo modelo, incluindo então fatores não observados juntamente com a discriminação.

Note no Gráfico 9, que ambos os componentes da diferença salarial têm comportamentos monotônicos, porém, enquanto o efeito dotação tende a diminuir quando estamos em decis superiores o efeito discriminação tende a aumentar quanto maior o decil.

Assim, o comportamento para os diferentes decis salariais não é o mesmo, indicando que mulheres são de forma geral penalizadas pela maternidade, porém, quanto maior o decil maior a penalização e, ainda, maior é a diferenciação que não pode ser explicada pelas diferenças de dotações entre os grupos.

CONSIDERAÇÕES SOBRE O CAPITULO DOIS

Ao argumentar que uma análise que englobe toda a distribuição é mais completa, conseguindo contribuir de forma mais intensa ao estudo do *motherhood pay gap*, neste capítulo duas técnicas relacionadas aos quantis foram consideradas, uma condicional (regressões quantílicas tradicionais propostas por Koenker e Basset (1978)) e outra incondicional (decomposição de Melly (2006)).

Com a abordagem condicional foi possível notar que: i) o número de filhos leva a maior penalização nos últimos decis; ii) a presença de filhos gera menor penalização nos primeiros decis e maior nos últimos decis; iii) considerando presença de um e dois ou mais filhos, mostra que a presença de dois ou mais filhos aumenta a diferença salarial em todos os decis condicionais; iv) três filhos geram penalizações salariais ainda maiores.

Já a análise nos quantis não condicionais, apropriada para fazer inferências sobre a evolução das diferenças salariais entre as mulheres com menores rendas e as com maiores rendas, é abordada na decomposição de Melly (2006). Nota-se que, a partir desta decomposição a diferença salarial devido a maternidade é monotonicamente crescente, sendo negativa no primeiro quantil, favorecendo as mães, a partir do segundo decil há uma penalização salarial relativa à maternidade a qual é crescente, sendo as mais penalizadas as mulheres com maiores rendas. O principal fator da decomposição é o não explicado pela diferença de atributos dos grupos, sendo que a partir do quarto decil o efeito dotação negativo, indicando maior dotação das mulheres que são mães.

Desta forma, infere-se que mulheres com maiores rendas são as mais penalizadas com a maternidade, o que pode ser devido principalmente aos ganhos potenciais por hora que estas mulheres têm. Já entre as mulheres com menores rendas há menores penalizações.

Salienta-se possíveis avanços baseados neste trabalho, com comparação entre mais períodos, tentativa de agregar outras variáveis no estudo como a idade em que a mulher foi mãe.

Por fim, considerando menor salário devido a maternidade, políticas que sinalizem uma menor diferença entre mães e não mães teriam um papel primordial na queda da diferença salarial relativa às mães no mercado de trabalho. Dentre estas políticas cita-se: maior acesso ao sistema de cuidado com crianças (de qualidade); licenças paternidade, dando sinal de maior estrutura de auxílio à mulher na criação dos filhos (a despeito de não beneficiar mães solteiras).

CASAMENTO: PENALIZAÇÃO PARA AS MULHERES E PRÊMIO PARA OS HOMENS

3.1 INTRODUÇÃO

Existem configurações familiares importantes na definição de dos rendimentos de seus componentes. Uma destas configurações é aquela que pode ser definida pelo casamento, o mercado de trabalho parece ter uma visão diferente quanto a pessoas casadas e solteiras, o que influencia seus salários. A literatura que estuda este tema é basicamente a de *marriage wage premium* (ver Hill (1979), Becker (1985), Becker (1991), Bellas (1992), Chun e Lee (2001), Muniz e Rios-Neto (2002), Chiodo e Owyang (2002), Ribar (2004), Bardasi e Taylor (2005), Cornwell e Rubert (2007), Adler e Öner (2013)), a qual destaca de forma consensual um prêmio salarial para os homens quanto ao casamento, porém para as mulheres não há um consenso, sendo os efeitos insignificantes ou negativos.

Mas por que os homens casados ganham mais que os solteiros? Por que o efeito contrário ou insignificante para as mulheres? A resposta pode ser encontrada em vários fatores, como se observa em Ribar (2004) e Chun e Lee (2001). Dentre estes fatores, não há um consenso, porém para homens são destacados: a divisão do trabalho doméstico, a qual gera maior produtividade para eles (ver Hill (1979), Korenman e Neumark (1992), Ribar (2004)); uma melhor conceituação pelos empregadores aos casados o que leva a uma discriminação aos solteiros (ver Chiodo e Owyang (2002), Ribar (2004)); a seletividade, a qual sustenta que os homens com maiores ganhos potenciais também tem características mais bem vistas no mercado matrimonial (ver Muniz e Rios-Neto (2002), Chiodo e Owyang (2002), Chun e Lee (2000), Nakosteen e Zimmer (1987), Browning, Chiappori e Weiss (2011), Adler e Öner (2013)); efeito de *sorting* de ocupações, onde os homens em ocupações melhores são mais bem vistos para o casamento, o chamado "*doctor efect*" por Adler e Öner (2013). Já para as mulheres há o argumento de que estas se especializam em trabalho doméstico, e ainda que o mercado de trabalho discrimina mulheres casadas lhes oferendo menores salários.

Adicionalmente, vale ressalta, a despeito de muitos trabalhos internacionais a pouca literatura no Brasil sobre o tema, com destaque principalmente as contribuições de Madalozzo e Gomes (2011) e Muniz e Rios-Neto (2002).

De fato, há uma diferença entre homens e mulheres quando os mesmos se casam, para o homem culturalmente é dada a função de provedor enquanto para as mulheres o trabalho doméstico e o cuidado dos filhos parecem ser primordiais. Sendo assim há uma sinalização para o mercado de trabalho do homem casado como um homem mais responsável e focado. Porém, para a mulher, há uma sinalização de que ela acumula muitas funções e, talvez, por isso sua produtividade não seja a mais adequada.

Neste sentido, este trabalho propõe o estudo do *marriage wage premium* para o Brasil, como objetivo de observar em que sentido vão os efeitos do casamento tanto para homens quanto para

mulheres. Argumentando que se existe um prêmio salarial para os homens e uma penalização para as mulheres, o casamento funciona como um aumentador das diferenças salariais entre os gêneros e consecutivamente da distribuição de renda geral.

De forma especifica, no processo para observar se há contribuição do casamento para o aumento da disparidade de renda entre gêneros, alguns pontos poderão ser observados: i) se há prêmio ou penalização salarial para os gêneros; ii) o prêmio/penalização é devido a diferenças produtivas entre os grupos iii) se o prêmio matrimonial existe relativamente aos outros estados conjugais; iv) se são permanentes os efeitos salariais do casamento, mesmo se a união é desfeita; v) se há alguma diferenciação quanto a solteiros e ou casados pelo mercado de trabalho; vi) se há indícios de que há divisão de trabalho doméstico beneficia homens casados; vii) se há um efeito renda para o prêmio matrimonial, isto é, quanto mais adiante na distribuição salarial varia penalização ou bonificação salarial para ambos os gêneros.

A principal contribuição deste trabalho é a análise atual do prêmio matrimonial em uma perspectiva média e para toda a distribuição salarial, conseguindo de forma mais completa analisar em que medida o casamento pode levar a um aumento das disparidades salariais de gênero. E, a partir da metodologia estudada, pode-se ter indícios de tratamento diferenciado pelo mercado de trabalho a casados ou a solteiros para cada um dos gêneros, pontuando de estes aspectos para o Brasil. Este trabalho contribui ainda ao considerar o efeito do matrimônio excluindo as diferenças de características (dotações ou atributos) entre solteiros e casados.

Para tanto, algumas metodologias de estudo foram propostas. Primeiro uma decomposição do índice de disparidade de Theil-T, observando qual parte da diferença salarial para o grupo de solteiros e depois para o grupo de casados, pode ser explicada pela diferença de gênero, neste sentido uma maior explicação para o grupo de casados indica que o casamento aumenta a diferença de renda entre os gêneros. Uma segunda metodologia aborda a análise para toda a distribuição salarial a partir de regressões quantílicas não condicionais, analisando se há ou não diferenças do efeito do matrimônio em pontos distintos da distribuição salarial. E, por último, a metodologia de Oaxaca-Blinder (1973) para a média e uma extensão desta a partir de Firpo, Fortin e Lemieux (2009) é realizada tendo em vista excluir das diferenças salariais devido ao matrimônio quaisquer efeitos gerados por diferenças de atributos entre os dois grupos.

A base de dados utilizada é a PNAD de 2014 e os principais resultados obtidos foram: i) há um prêmio matrimonial para os homens; ii) há uma penalização matrimonial salarial para as mulheres; iii) não há indícios de que a divisão do trabalho doméstico justifique maiores rendimentos para os homens; iv) há indícios de diferenciação penalizando homens solteiros e mulheres casadas no mercado de trabalho; v) a penalização salarial do casamento para as mulheres é maior para as com maiores rendas; vi) a bonificação salarial é maior para os homens com maiores rendas; vii) o estado civil solteiro é o pior em termos salariais para os homens; viii) o estado civil casada é o pior em termos salariais para as mulheres.

Este trabalho está dividido em mais quatro seções além desta introdução. Na segunda temos uma breve contextualização do tema pela literatura. Em seguida são dispostas as metodologias

do trabalho e na quarta seção uma análise descritiva e os resultados. Por fim são feitas algumas considerações sobre o tema.

3.2 LITERATURA – *MARRIAGE PREMIUM*

No Brasil a diferença de rendimentos entre homens e mulheres é histórica. Trabalhos que considerem esta são inúmeros e utilizam várias metodologias, desde as regressões padrão por mínimos quadrados ordinários, a decomposições do *gap* salarial entre homens e mulheres. Como pode ser visto em Souza et al (2007) e Souza (2011). Porém, a abordagem do chamado "*marriage premium*" (prêmio matrimonial), não é um campo muito abrangido pela literatura de diferenças de rendimentos brasileira.

Considerando a importância do arranjo familiar casamento e focando, principalmente, na questão de seu efeito sobre rendimentos de homens e mulheres as subseções a seguir esclarecem o estado da arte.

3.2.1 Estado conjugal e rendimentos

Considerar o casamento como um influenciador de rendimentos leva a três vertentes de estudos: i) mensura e procura as causas do prêmio matrimonial para os homens relacionado ao casamento (Neumark (1991), Bellas 1992, Loh (1996), Chun e Lee (2000), Korenman e Ginther e Zavandony (2001),Chiodo e Owyang (2002), Cohen (2002), Cornwell e Rupert (1997) entre outros); ii) considera a penalização matrimonial ao salário das mulheres (Hill (1979), Waldfogel (1997) entre outros) ; iii) considera ambos em conjunto (Polachek (1975), Hewitt, Western e Baxter (2002), , Loughran e Zissimopoulos (2007) Browning, Chiappori e Weiss (2011) entre outros). O intuito deste trabalho é, a partir da terceira vertente testar se o casamento alarga as diferenças salariais entre gêneros.

Este fato é corroborado pelos dados do trabalho de Blau e Kahn (1996). Estes autores salientam para Austrália, Áustria, Alemanha, Hungria, Noruega, Suécia, Suíça, Reino Unido e Estados Unidos, dados referentes à proporção dos salários das mulheres relativas aos salários masculinos. Nestes dados encontram que, independe do estado civil os salários masculinos são maiores, porém destacam que em todos estes países a proporção salarial feminina relativa à dos homens é maior se a mulher é solteira. Salientamos que este efeito se deve a dois fatores que se adicionam, primeiro o aumento salarial dos homens devido ao casamento e, segundo referente à queda salarial, ou estagnação salarial, pelo lado das mulheres.

3.2.2 Explicações para o marriage premium

Os estudos sobre casamento e nível salarial conseguem observar que há um ganho para os homens, porém para as mulheres não se pode tirar conclusões. Segundo Bowen e Finegan (1969) isto ocorre porque, quando da contratação, os empregadores veem o estado conjugal como um sinalizador, em que homens tem maior estabilidade e as mulheres maior abstenção e mudanças de trabalho.

Como justificativa para menores ganhos para mulheres se destacam duas explicações, especialização das mulheres para o trabalho doméstico implicando em menores qualificações da mulher (ver Polachek (1975) e Hill (1979)), discriminação contra mulheres casadas pelo mercado de trabalho dada a crença de que a mulher pode ter menor dedicação ao emprego (ver Chiodo e Owyang (2003).

Já para os estudos relacionados ao sexo masculino, apesar de haver um consenso de que os efeitos do casamento salarialmente são positivos, suas explicações não são unanimes. As principais explicações levantadas pela literatura são: i) Aumento de produtividade devido ao casamento, explicado por fatores inerentes ao casamento e à divisão de trabalho doméstico[1]; ii) Diminuição de custos de aquisição de capital humano como salientam Kenny (1983) e Becker (1981); iii) Seletividade*:* indicando que as características que fazem um homem atrativo ao casamento, também são as responsáveis por implicarem em maiores salários potenciais como responsabilidade e autonomia[2]; iv) Discriminação*:* Chiodo e Owyang (2002) salientam que existe uma vertente teórica em que a discriminação por parte do empregador é a responsável pelos maiores salários para os homens casados[3]; v) Efeito de *sorting* (triagem) de ocupações relacionado à seletividade*:* ocupações com maiores salários também são mais bem vistas no mercado matrimonial chamado por Adler e Öner (2013) de "*doctor effect*".

De forma diferente, Browning, Chiappori e Weiss (2011) consideram ambos os sexos, e são duas as principais explicações para as diferenças de rendimento neste trabalho: i) a divisão do trabalho entre os cônjuges, em que a esposa, de forma geral fica com maior carga de trabalhos domésticos; ii) seleção para o casamento, isto é, são mais bem quistos para o casamento, dentre os homens aqueles com maior potencial salarial, já entre as mulheres são as com menores salários e menor engajamento no mercado.

3.2.3 Principais resultados encontrados na literatura

Polachek (1975) salienta que ser casado e ter filhos tem efeitos opostos sobre as taxas salariais de homens e mulheres. Para os homens há consenso de bônus salarial com o casamento. Chiodo e Owyang (2002) destacam que o casamento gera um aumento salarial para os homens de cerca de 11%, mesmo controlando para outras características. Já Petersen et al (2006) salienta que o bônus é em média de 15% na maioria dos estudos. De forma geral os estudos defendem uma das justificativas destacadas anteriormente em seus trabalhos, por exemplo defendem a discriminação: Cornaglia e Feldman (2010), Adler e Öner (2013), Zimmer (2006). Já defendem o aumento de produtividade: Adler e Öner (2013), Chun e Lee (2000), Korenman e Neumark (1991).

---

1 Hill (1979), Becker (1985), Gronau (1986), Becker (1991), Koreman e Neumark (1992), Bellas (1992), Daniel (1992), Daniel (1995), Chun e Lee (2000), Clun e Lee (2001), Muniz e Rios-Neto (2002), Chiodo e Owyang (2002), Ribar (2004), Bardasi e Taylor (2005), Cornwell e Rubert (2007), Browning, Chiappori e Weiss (2011), Adler e Öner (2013).

2 :Salientando em Nakosteen e Zimmer (1987), Korenman e Neumark, (1991), Chun e Lee (2000), Ginther e Zavodny (2001), Muniz e Rios-Neto (2002), Chiodo e Owyang (2002), Rodgers e Stratton (2005), Bardasi e Taylor (2005), Loughran e Zissimopoulos (2009); Carnaglia e Feldman (2010), Browning, Chiappori e Weiss (2011), Adler e Öner (2013).

3 Também levantado por Cain (1986), Ribar (2004), Cornaglia e Feldman (2010), Adler e Öner (2013).

Para as mulheres os resultados não são tão claros, alguns estudos encontram pequenas e as vezes insignificantes penalidades relacionadas ao casamento para as mulheres como é o caso de Hewitt, Estern e Baxter (2002), Hill (1979), Korenman e Neumark (1991). Porém há estudos que encontram um prêmio matrimonial como Gerrenhalgh (1980), Siebert e Sloane (1981) e Dolton e Makepeace (1987), e entre outros insignificância como Chiodo e Owyang (2003).

A grande maioria destes trabalhos é feita para a média, porém alguns abordam toda a distribuição salarial, a próxima seção trata esta questão.

3.2.4 O estudo do marriage premium para toda a distribuição salarial

Não são muitos os trabalhos que consideram a variação do prêmio matrimonial durante a distribuição salarial. Dentre os trabalhos se destacam Hewitt, Western e Baxter (2002), Saavedra (2001) e Zimmer (2006). Em que apenas o segundo considera além de outros países também o Brasil. Saavedra (2001) considera apenas as mulheres enquanto o trabalho de Hewitt, Western e Baxter (2002) considera tanto homens quanto mulheres.

Hewitt, Western e Baxter (2002) destacam que não há associação entre casamento e salários para as mulheres da Austrália (1996-97), porém para os homens existe um prêmio de cerca de 15% comparativamente com os não casados. Segundo os autores os efeitos para os homens ao fim da distribuição salarial tendem a ser menores e não significantes relativamente aos homens que estão no meio da distribuição. E ainda, Hewitt, Western e Baxter (2002), destacando os ganhos salariais do casamento como permanentes.

Já Saavedra (2001) leva em consideração regressões quantílicas para avaliar a evolução das estruturas de ganhos de mulheres assalariadas e por conta própria na América Latina, especificamente para o Brasil (para 1989 e 1995), Argentina (para 1988) e Costa Rica (para 1989 e 1995). Como resultados para o prêmio matrimonial nos quantis destaca-se que para o Brasil a PNAD de 1989 não tinha informações da situação matrimonial, porém em 1995 os coeficientes são significativos. Para a Argentina o prêmio matrimonial é positivo e caiu nos primeiros quantis entre 1988 e 1997. Para a Costa Rica o prêmio é positivo e cresceu nos maiores quantis não mudando nos quantis menores. De forma geral, o autor salienta a queda da desigualdade salarial e a atribui para o Brasil e Argentina a redução relativa do prêmio salarial entre mulheres entre os mais baixos e maiores níveis de capital humano.

3.2.5 Estado conjugal e rendimentos no Brasil

Apesar de muito estudado em outros países o efeito do casamento sobre o nível salarial não é muito abordado para dados brasileiros. Isto se deve principalmente à escassez de dados que permitam uma melhor caracterização do estado conjugal que englobe características de interesse.

Para o Brasil a PNAD agrega a questão conjugal de forma direta apenas a partir de 2011. A Pesquisa de Padrões de Vida do IBGE, realizada em 1996-1997, também foi uma das que agregou dados neste sentido. Assim poucos são os estudos nesta área, destacando-se os estudos de Madalozzo e Gomes (2011) e Muniz e Rios-Neto (2002).

Apesar disto, de forma próxima ao estudo do casamento sobre rendimentos está o trabalho de Barros, Ramos e Santos (1995), o qual considera a decomposição da diferença salarial considerando se a pessoa vive ou não em união. A escassez de trabalhos para o Brasil, também é destacada por Madalozzo e Gomes (2011) que enfatiza como principais trabalhos o de Miranda-Ribeiro (1993) que trata dos tipos de uniões formais no Brasil, Grenne e Rao (1992) estudando o impacto da crescente coabitação no Brasil e o trabalho de Berquó (1998) que destaca a crescente popularidade da coabitação.

O trabalho de Saavedra (2001) ao considerar o Brasil, usando regressões quantílicas, apesar da pouca disponibilidade de dados quanto ao estado conjugal é importante contribuição ao inserir mais este tópico à literatura nacional.

Os trabalhos de Madalozzo e Gomes (2011) e de Muniz e Rios-Neto (2002) tem alguns pontos em comum. Ambos consideram os grupos de casados, coabitantes e solteiros e realizam a decomposição de Oaxaca para descrever os efeitos do casamento. Porém o trabalho de Muniz e Rios Neto (2002) utiliza os dados da PPV (1996-1997) e Madalozzo e Gomes (2011) utiliza dados do Censo (2011). Vale ressaltar que Madalozzo e Gomes (2011) realizam a pesquisa apenas para mulheres.

Um fator importante é que Madalozzo e Gomes (2011) fazem correção para viés de seleção segundo duas óticas, a primeira quanto a entrada ou permanência no mercado de trabalho, a segundo quando a escolha do estado conjugal. Este segundo viés devido ao fato de que as mulheres escolhem viver casadas ou coabitando (em união consensual).

Dentre os resultados encontrados para o Brasil pode-se citar a partir de Muniz e Rios-Neto (2002) que para os homens, os casados ganham mais que os solteiros, mesmo controlando por características como educação, idade e experiência, porém estes resultados não são verificados para as mulheres. Eles ainda destacam que o componente de não-explicado da decomposição de Oaxaca entre casados e solteiros é praticamente o mesmo para homens e mulheres. Porém, o componente de discriminação entre casados e os em união consensual é positivo para homens e negativo para mulheres. Indicando então um prêmio para as mulheres que estão em união consensual relativamente às casadas, o que segundo os autores está relacionado a relação positiva entre a instabilidade das uniões e os investimentos em capital humano no mercado de trabalho. Porém, o prêmio para mulheres casadas é um contraste com a literatura internacional.

Segundo os resultados de Madalozzo e Gomes (2011) os salários médios de mulheres casadas são maiores que os de solteiras que são maiores que as de mulheres que coabitam. Quanto as horas trabalhadas destacam que solteiras trabalham mais horas, seguidas das coabitantes e casadas. Madalozzo e Gomes (2011) salientam diferenças quando a união é apenas consensual e quando existe a união civil ou casamento. Concluem que há uma diferença de 15% dos salários entre mulheres solteiras e casadas, e diferenças maiores de 3% entre casadas e mulheres que coabitam com companheiros.

3.3 METODOLOGIAS

De forma geral a literatura de estudo de efeitos matrimoniais sobre salários utiliza tanto dados em *cross-section* (como Hill (1979), Kenny (1983), Duncan e Holmlund (1983), Blackburn e Korenman (1994), Chun e Lee (2001), Hewitt Estern e Baxter (2002)), quando em painel (Waldfogel (1997), Budig e England (2001), Loughran e Zissimopoulos (2009)). Sendo usados principalmente o método de mínimos quadrados. Porém, também pode-se destacar o uso de regressões quantílicas, variáveis instrumentais, efeitos fixos e modelos de *sorting* e *matching*. Em Nakosteeen e Zimmer (1987) o prêmio matrimonial é estudado segundo um processo de *sorting* em que homens com maiores salários tendem a ser selecionados para o casamento.

A despeito da metodologia utilizada é importante controlar os efeitos conjugais por algumas características. Browning, Chiappori e Weiss (2011) ressalta as coortes de idade, segundo eles há um efeito da longevidade do casamento sobre aquisição de experiência no mercado de trabalho pela mulher. Adicionalmente, para Ribar (2004) estudos empíricos sobre rendimentos devem controlar não somente pelo casamento, mas também, por indicadores de produtividade que precedem o casamento como educação e experiência. Ainda neste sentido, a questão racial é levantada por Hill (1979), Loh (1996) e Adler e Öner (2013), em que negros apresentam menores prêmios. Outro fator é a questão geográfica abordada em Petersen et al, (2006) e a questão ocupacional estudada em Cornaglia e Feldman (2010).

Desafios no tratamento de dados são encontrados que passam pela causalidade múltipla, problemas advindos de variáveis omitidas, seletividade e endogeneidade. Neste sentido, Nakosteen e Zimmer (1987) estimam o efeito do casamento por Mínimos quadrados Ordinários, considerando o estado civil exógeno e endógeno, sendo que a consideração da endogeneidade torna os parâmetros não significativos. Em contraponto, Korenmam e Neumark (1992), usando variáveis instrumentais, sugerem que o estado civil e o número de filhos são exógenos em equações salariais.

Outro fator metodológico importante é como são separados os grupos de casados e não casados para comparações. Há estudos que consideram coabitantes como casados, como Western e Baxter (2002), porém os benefícios da união consensual são menores que os do casamento. Como salienta Adler e Öner (2013) o casamento tem efeitos mais significativos na renda que a coabitação, e ao se englobar os coabitantes neste caso se subestima os efeitos matrimoniais. Apesar disto vale salientar estudos que apresentam também um prêmio à coabitação, como Bardasi e Taylor (2008), Cohen (2002) Stratton (2002) e Loh (1996).

Ainda quanto a determinação de grupos de casados e não casados, o grupo de não casados também deve ser observado, uma vez que o efeito do casamento parece permanente para os homens, mesmo após um divórcio por exemplo. Neste sentido, um prêmio que ainda persiste após o termino de relações (com divórcio, viuvez etc.) pode ser observado em Korenman e Neumark (1991), Hill (1979). O que se percebe entre os homens é a predominância de menores rendimentos entre os nunca casados e nunca em uniões consensuais.

Considerando isto duas separações de estado civil serão observadas neste trabalho, a título de comparação, solteiros x demais estados civis, e solteiros x casados. Se a diferença não é menor quando é considerada toda a população além dos casados há indícios de que o adquirido com o casamento se torna um ganho fixo salarial, ou a produtividade que é adquirida é perpétua.

Para tanto, as metodologias utilizadas foram: a de decomposição do índice T-Theil, regressões quantílicas não condicionais, decomposição de Oaxaca-Blinder e de Fortin, Firpo e Lemieux (2009). Estas metodologias e a base de dados estão descritas nas subseções a seguir.

3.3.1 Descrição da base de dados – variáveis de estudo

A Base de dados utilizada é a PNAD do ano de 2014. Apesar de variáveis de estado conjugal não terem observações constantes em bases de dados brasileiras a PNAD a partir de 2011 agrega a questão do estado civil e tipo de união em sua gama de variáveis.

Desta forma a questão conjugal foi considerada por duas vias. A primeira usando a variável V4011 da PNAD – Estado civil, divide a população em 5 grupos quanto ao estado civil: solteiros, casados, desquitados, divorciados e viúvos. A consideração desta variável foi a seguinte: solteiros, casados, separados (engloba tanto desquitados quanto divorciados) e viúvos. Ainda a partir desta variável criou-se os nunca casados (solteiros) e os alguma vez casados (desquitados, divorciados e viúvos). Já a segunda variável da PNAD usada é a V4112 – Tipo de União, de onde são destacadas as pessoas em União consensual ou coabitação.

Ademais, considerando o evidenciado na literatura, poder-se-ia dizer que o casamento é um fator que, apesar de não obrigatório, é um acontecimento na vida da grande maioria da população, principalmente se dividirmos a população por grupos etários, considerando a idade e a ocorrência de casamentos positivamente correlacionados. Dessa forma, espera-se que pessoas casadas tenham maiores rendimentos pois estas terão, maior experiência e escolaridade, variáveis estas as consideradas principais determinantes do nível salarial pela literatura. Porém, o que é feito não é exatamente neste sentido, existe um controle quando da comparação de grupos, idade, escolaridade e experiência são controladoras do efeito de interesse, isto é, dos efeitos do casamento sobre os níveis salariais. Assim, além do estado conjugal outras variáveis também serão consideradas, a seguir estão explicitadas:

Quadro 7 – Variáveis usadas no estudo e suas definições para construção dos modelos

Variável	Forma que foi construída
Salário por hora	Soma das rendas de **todos os trabalhos**[4] dividido pelo número de horas trabalhadas
Idade	Idade informada
Raça	Dummy 1 para brancos, 0 para não brancos
Escolaridade	Número de anos de estudo
Experiência	Idade menos a idade que começou a trabalhar
Sindicalizado	*Dummy* =1 se pertence a um sindicato
Urbano	*Dummy* =1 se área urbana e 0 se área rural
Região Metropolitana	*Dummy* =1 se a pessoa mora em região metropolitana
Peso	Variável de Peso da pessoa V4729
Atividade tipicamente masculina	Definido segundo Budig e England (2001) como atividades com menos de 35% de mulheres trabalhando.

Fonte: Elaboração própria.

3.3.2 Regressões quantílicas condicionais e incondicionais

Regressões quantílicas são regressões que proporcionam interpretações para toda a distribuição. Porém ao considera-las é importante atentar ao descrito em Firpo, Fortin e Lemieux (2009), isto é, a diferença entre as condicionais e as não condicionais (as quais eles introduzem neste trabalho). O paralelo à regressão de Mínimos quadrados são as regressões quantílicas condicionais, usando na formação dos quantis o condicionamento de variáveis, isto é, com restrições. Porém, salienta-se que na maioria das vezes o que se pretende estimar é o efeito de variáveis durante toda distribuição não condicional (geral), no caso, salarial.

Neste trabalho é utilizada a técnica incondicional, porém, adicionalmente, são gerados resultados condicionais, permitindo uma comparação de resultados, de forma a contribuir com a literatura que diferencia as duas técnicas.

Regressões quantílicas condicionais

Estas regressões têm como principais introdutores por Koenker e Bassett (1978). Em Koenker e Hallock (2000) e Hao e Naimam (2007) destaca-se que as regressões quantílicas são um paralelo ao modelo de mínimos quadrados ordinários, o qual minimiza os quadrados dos erros absolutos, já em quantílicas ocorre a minimização da soma dos erros absolutos assimetricamente ponderados. Esta metodologia já foi explicada no capitulo 2. Porém aqui foi retomada resumidamente.

Considere a seguinte equação salarial minceriana abordada por quantis:

$$\text{In } w_i = X_i \beta_\theta + u_{\theta i} \qquad (35)$$

$$\text{Em que: } \text{Quant}_\theta(\text{In} w_i \mid X_i) = Xi\, \beta_\theta \qquad (36)$$

4 A PNAD tem informações do trabalho principal, secundário e dos demais trabalhos, todos foram considerados.

note que X_i é o vetor de variáveis explicativas[5], β_θ o vetor de parâmetros. E que $Quant_\theta(\ln w|x)$ é o teta-ésimo quantil condicional de ln*w* dado *x*.

Assim a teta-ésima regressão quantílica, $0 < \theta < 1$ é definida como a solução para:

$$Min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \left\{ \sum_{i:lnw_i \geq X_i\beta} \theta(lnw_i - X_i\beta_\theta) + \sum_{i:lnw_i < X_i\beta} (1-\theta)(lnw_i - X_i\beta_\theta) \right\} \quad (37)$$

Ou de outra maneira:

$$Min_{\beta \in \mathbb{R}^k} \sum_i \rho_\theta(lnw_i - X_i\beta_\theta) \quad (38)$$

A função $p_\theta(\varepsilon)$ é descrita por:

$$p_\theta(\varepsilon) = \theta\varepsilon \text{ se } \varepsilon \geq 0 \text{ e } p_\theta(\varepsilon) = (1 - \theta)\varepsilon \text{ se } \varepsilon < 0 \quad (39)$$

Que pode ser resolvido a partir de programação linear e os erros padrão através de *bootstrap*.

Apesar da técnica de correção de viés de seleção já ser de domínio destes autores, ela não foi aplicada para que comparações possam ser feitas com o método não condicional, uma vez que para este a correção de viés de seleção através do método de Buchinsky (1998, 2001) ainda não foi provada.

3.3.2.2 Regressões quantílicas incondicionais

Segundo Killewald e Bearak (2014), para a interpretação de efeito de uma variável por toda a distribuição, a técnica correta é a de regressões quantílicas incondicionais. Firpo, Fortin e Lemieux (2009) introduzem este método, segundo eles para avaliar o impacto de mudanças na distribuição de variáveis explicativas nos quantis da distribuição não condicional (marginal) da variável dependente. De forma sucinta o método é gerar uma regressão *recentered influence function* (RIF) no quantil não condicional das variáveis explicativas[6].

Com o intuito de entender a diferença entre estas equações, o exemplo levantado por Firpo, Fortim e Lemieux (2009) é a análise do efeito direto de uma variação marginal, no aumento da proporção de trabalhadores sindicalizados, em um tetaésimo quantil da distribuição salarial. Seja q_τ o tetaesimo quantil e $F_y(y)$ a distribuição marginal não condicional de Y, sendo y a variável dependente, e p=Pr(X=1), sendo X=1 se o trabalhador é sindicalizado e X=0 caso contrário. Queremos então saber $\frac{dq_\tau(\text{p})}{dp}$. Note que se fosse o caso da média, os coeficientes de uma regressão padrão de Y em X é uma medida do impacto do aumento da proporção de trabalhadores sindicalizados na média, isto é $\beta = \frac{d\mu(\text{p})}{dp}$., que é interpretado como o impacto na média condicional. Note que um coeficiente β_τ de uma regressão quantílica condicional, obtido com $\beta_\tau = F_Y^{-1}(\tau|X=1) - F_Y^{-1}(\tau|X=0)$, é diferente de

$$\frac{dq_\tau(\text{p})}{dp} = (\Pr[Y > q_\tau|X=1] - \Pr[Y > q_\tau|X=0])/f_Y(q_\tau) \quad (40)$$

5 As variáveis explicativas desta especificação usadas foram: idade raça, experiência, experiência ao quadrado, escolaridade, sindicalizado, carteira assinada, atividade masculina e urbano e rual e região metropolitana.

6 As regressões quantilicas condicionais podem ser calculadas pelo comando **rifreg** desenvolvido Firpo, Fortim e Lemieux (2009) e disponível para o programa Stata.

Que é o efeito de um crescimento na proporção de trabalhadores sindicalizados sobre o tetaésimo quantil não condicional da distribuição de Y. Então o modelo desenvolvido por Firpo, Fortin e Lemieux (2009) desenvolve uma forma de computar este valor, considerando principalmente que X não é univariado e binário de forma geral.

Primeiramente considera-se: X a matriz de variáveis explicativas, Y o vetor da variável dependente, $F_{Y,X}(. , .)$: R x $\chi \rightarrow [0,1]$, e $\chi \subset \mathbb{R}^k$ distribuição conjunta de X e Y sendo χo suporte de X, $G_X(x)$ a distribuição condicional de X (representa uma pequena mudança na distribuição de X) e FY (y) = $\int F_{Y|X}(y|X = x)\, dF_X(x)$ é a distribuição incondicional (marginal) de Y pela própria definição.

Por definição $F_{Y|X}(.)$ não é afetada pela pequena manipulação na distribuição de X. uma distribuição contrafactual de Y, G^*_Y, pode ser obtida substituindo $F_X(x)$ por $G_X(x)$:

$$G^*Y = \int F_{Y|X}(y|X = x)\, dG_X(x) \qquad (41)$$

As regressões não condicionais são construídas considerando propriedades das "*influence functions*", Firpo, Fortin e Lemieux (2009) definem as "*recentered influence function*" (função influencia recentrada) – RIF -, como um caso particular em que $G_Y = \Delta_Y$ e t =1. Em que $\int IF(y; v, FY)\, dFY(y) = 0$ é zero por definição, segue que:

$$RIF(y; v; F_Y) = v(F_Y) + \int IF(y; v, F_Y)\, d\Delta_Y(S) \qquad (42)$$
$$= v(F_Y) + IF(y; v, F_Y)$$

Na presença de variáveis explicativas X, usando a expectativa interada para expressar $v(F_Y)$ em termos da expectativa condicional de $RIF(y; v; F_Y)$ dado X.

$$v(F_Y) = \int RIF(y; v, F_Y)dF_Y(y)$$
$$v(F_Y) = \int\int RIF(y; v, F_Y)dF_{Y|X}(y|X = x)dF_X(x) \qquad (43)$$
$$v(F_Y) = \int E[RIF(Y; v, F_Y)|X = x]dF_Y(y)$$

Então para saber o impacto de variáveis explicativas em uma estatística distribucional a $v(F_Y)$, como um quantil, nos simplesmente precisamos integrar em $E[RIF(Y; v, F_Y)|X]$.

A forma do efeito marginal de uma mudança na distribuição de X pode ser expressa de forma mais direta pelo teorema 1 descrito em Firpo, Fortin e Lemieux (2009):

$$\left.\frac{\partial v(F_{Y,t.G^*_Y})}{\partial t}\right|_{t=0} = \int E[RIF\ (Y; v, F_Y)|X = x].d(G_X - F_X)(x) \qquad (44)$$

Em que $F_{Y,t.G^*_Y} = (1 - t).F_X + t.G^*_Y$

Para o caso específico dos quantis, considerando o teta-ésimo quantil, então:

$q_\tau = v(F_Y) = inf_q\{q: F_Y(q) \geq \tau\}$ o que segue da definição da IF que

$$RIF(y; q_\tau) = q_\tau + IF(y; q_\tau) \quad (45)$$

$$= q_\tau + \frac{\tau - 1\{y \leq q_\tau\}}{f_Y(q_\tau)} = c_{1,\tau}.1\{y \leq q_\tau\} + c_{2,\tau} \quad (46)$$

Em que $c_{1,\tau} = \frac{1}{f_Y(q_\tau)}$, $c_{2,\tau} = q_\tau - c_{1,\tau}.(1-\tau)$ e $f_Y(q_\tau)$ e é a densdidade de Y avaliada em q_τ. Então:

$$E[RIF(y; q_\tau)|X = x] = c_{1,\tau}.\Pr[Y > q_\tau|X = x] + c_{2,\tau} \quad (47)$$

Assim o efeito parcial incondicional, que denotaremos para o tetaésimo quantil é:

$$\alpha(\tau) = \left.\frac{\partial v(F_{Y,t.G_Y^*})}{\partial t}\right|_{t=0} = c_{1,\tau}.\int \frac{d\Pr[Y > q_\tau|X = x]}{dx}.dF_X(x) \quad (48)$$

Este último termo é o efeito marginal médio de um modelo de probabilidade $\Pr[Y > q_\tau|X]$. O parâmetro $\alpha(\tau) = E[d\,E[RIF(y; q_\tau)|X = x]/dx]$ o efeito parcial do quantil incondicional (UQPE).

As propriedades assintóticas do estimador desenvolvido podem ser vistas em Firpo, Fortin e Lemieux (2009).

3.3.3 Decomposição de Oaxaca Blinder

A decomposição de Oaxaca-Blinder, é uma abordagem originada de Oaxaca (1973) e Blinder (1973), consiste em encontrar o quanto da diferença de renda entre dois grupos é explicada pela diferença de dotação de dois grupos e, qual parte é devida à diferença de retornos a entre os grupos.

Como feito por Souza (2011), inicialmente é criada função dos determinantes salariais, este trabalho segue uma adaptação de Mincer (1974). Em forma matricial a seguinte equação salarial deve ser considerada:

$$\text{In}\ w = \beta X + u \quad (49)$$

A variável dependente, w, é o salário por hora do indivíduo. A matriz de variáveis dependentes, X. A variável determinante da diferença salarial gera genericamente dois grupos A e B. Então, para encontrar a diferença salarial existente entre dois grupos A e B, aplica-se a equação (2) para cada grupo:

$$\text{In}\ w^A = X^A \beta^A + u^A \quad (50)$$

$$\text{In}\ w^B = X^B \beta^B + u^B \quad (51)$$

Em média as equações acima são descritas por:

$$\text{In}\ \bar{w}^A = \bar{X}^A \beta^A \quad (52)$$

$$\text{In}\ \bar{w}^B = \bar{X}^B \beta^B \quad (53)$$

Como no modelo de mínimos quadrados a esperança dos erros é nula este termo não aparece em (52) e (53). A diferença entre as duas equações acima é dada por:

$$\ln \overline{w}^A - \ln \overline{w}^B = \overline{X}^A \beta^A - \overline{X}^B \beta^B \quad (54)$$

Seja $\beta*$ remuneração que ocorreria caso não existisse diferença devido a característica estudada neste mercado. Somando e subtraindo o termo $\overline{X}^A \beta^* + \overline{X}^B \beta^*$ e rearranjando a última equação obtêm-se:

$$\ln \overline{w}^A - \ln \overline{w}^B = (\overline{X}^A - \overline{X}^B)\beta^* + \overline{X}^A(\beta^A - \beta^*) + X^B(\beta^* - \beta^B) \quad (55)$$

A partir desta decomposição temos os efeitos causados pela diferença das características da equação minceriana e ainda os efeitos dos retornos contra o grupo A e contra o grupo B. Porém quando a diferença observada é unilateral β^* é o retorno do grupo que apresenta maiores salários[7]. Desta forma considere o grupo com maiores rendimentos o grupo A e assim, o que implica no seguinte resultado da decomposição:

$$\ln \overline{w}^A - \ln \overline{w}^B = \underbrace{(\bar{X}^A - \bar{X}^B)\beta^A}_{Explicado} + \underbrace{\bar{X}^B(\beta^A - \beta^B)}_{não\ explicado} \quad (56)$$

Encontra-se então dois efeitos[8], o primeiro causado pela diferença nas características destacadas pela equação minceriana, e o segundo que independe destes atributos, sendo então causado apenas pelo fator gerador da diferença salarial o chamado efeito não explicado.

Neste exercício analisa-se a diferença de renda entre casados e solteiros e casados comparativamente com demais grupos de estado civil.

3.3.4 Decomposição de Firpo, Fortin e Lemieux (2009) FFL

Firpo, Fortin e Lemieux (2007,2009) generalizam a decomposição de Oaxaca-Blinder para várias medidas de distribuição, incluindo quantis e o índice de disparidade de renda Gini.

Firpo, Fortin e Lemieux (2007, 2009) é uma decomposição que propõe um procedimento de dois estágios para encontrar uma decomposição paralela à de Oaxaca Blinder não somente para a média, mas para outros pontos da distribuição não condicional da variável de interesse, neste caso, os salários. O primeiro estágio é decompor a distribuição estatística em dois componentes, estrutura salarial e componente composição usando a abordagem de reponderação. No segundo estágio os efeitos estrutura salarial e composição são dispostos como contribuição de cada variável explicativa, como no caso da decomposição de Oaxaca-Blinder. Esta segunda etapa leva em consideração as RIF propostas por Firpo, Fortin e Lemieux. O método substitui a variável dependente pela RIF do quantil.

Firpo, Fortin e Lemieux (2007,2009) expressam o processo da seguinte forma, calcular as RIF para um quantil amostral $\widehat{Q_\tau}$, e estimar a densidade em cada ponto usando o método de Kernel. Uma estimativa da RIF em cada observação $\widehat{RIF}(Y_i, Q_\tau)$, é obtida como salientado genericamente em seu trabalho.

---

7 Não há motivos para se considerar que haja discriminação para ambos os grupos, porém a literatura levanta a questão, considerando algumas formas de encontrar o valor de β^*. Dentre estas formas cita-se considerar a média entre os dois grupos para encontrar β^*, isto é $\widehat{\beta^*} = 0{,}5\widehat{\beta^A} + 0{,}5\widehat{\beta^B}$ como destacado em Reimers (1983). Ou o sugerido por Neumark (1988) com o uso de coeficientes de regressão Polled em ambos os grupos para estimar β^*. Para mais detalhes olhar Jann (2008)

8 Este trabalho usa o software STATA para os cálculos, sendo para a realização dos cálculos da decomposiçã o usado o comando "oaxaca" para mais detalhes consultar Jann (2008) que criou o comando. Vale lembrar que este comando aceita a correção de Heckman em suas opções.

Sejam os coeficientes para cada grupo:

$$\widehat{\gamma_{g,\tau}} = \left(\sum_{i \in G} X_i X_i^T\right)^{-1} . \sum_{i \in G} \widehat{RIF}(Y_i, Q_\tau) . X_i \quad , \text{ g=A,B} \tag{57}$$

Então a decomposição de Oaxaca-Blinder equivalente para cada quantil condicional pode ser obtida por

$$\hat{\Delta}_0^\tau = \underbrace{\bar{X}_B(\hat{\gamma}_{B,\tau} - \hat{\gamma}_{A,\tau})}_{\hat{\Delta}_S^\tau} + \underbrace{(\bar{X}_B - \bar{X}_A)\ \hat{\gamma}_{A,\tau}}_{\hat{\Delta}_X^\tau} \tag{58}$$

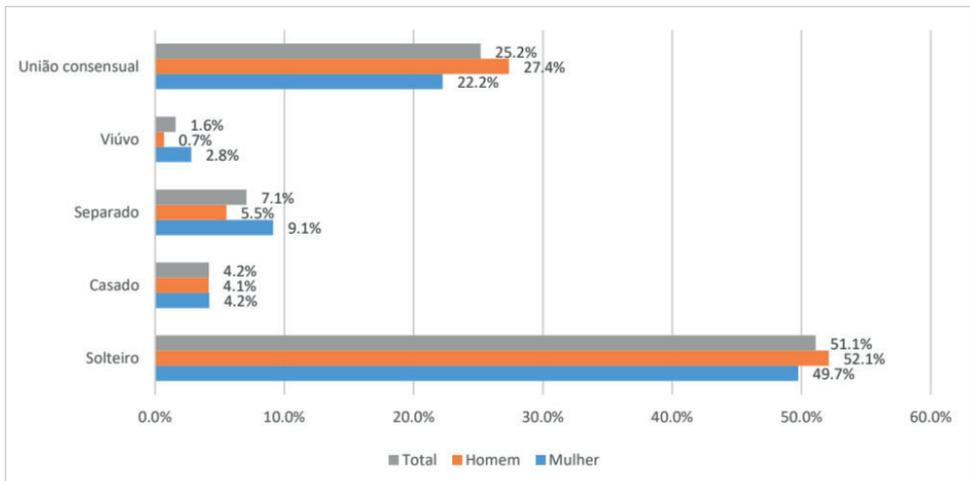
Então a contribuição de cada variável explicativa é dada por:

$$\hat{\Delta}_X^\tau = \sum_{k=1}^{K} (\overline{X_{Bk}} - \overline{X_{Ak}}) \widehat{\gamma_{Ak,\tau}} \tag{59}$$

3.4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Para o Brasil características de estado conjugal são analisadas historicamente pelas estatísticas de registro civil do IBGE e a partir de 2011 pela PNAD. Os dados dos registros de casamento do IBGE, para os anos de 1984 a 2014 mostram que há uma queda no número de casamentos até 2001, a partir daí, até 2014 há um crescimento da quantidade de casamentos em 47%. Ainda constam dos dados do IBGE dos novos casamentos qual era o estado civil atual do homem e da mulher a partir de 2003. Nestes dados é possível notar que a grande maioria são casamentos entre solteiros, um dado interessante é o crescimento de pessoas divorciadas se casando novamente. Entre 2003 e 2014 passou de 37.537 casamentos entre as mulheres divorciadas para 129.249 casamentos, um crescimento de 244%, já para os homens passou de 58.740 para 166.786 casamentos, um crescimento de 184%.

No mercado de trabalho é histórica a desigualdade entre os gêneros, e a despeito da crescente entrada da mulher no mercado de trabalho, em 2014 sua taxa de participação era cerca de 42%. A composição da força de trabalho salientando o estado conjugal é reportada no Gráfico 10:

Gráfico 10 – Proporção de pessoas por estado civil segundo Gênero.

Fonte: PNAD 2014.

Considerando o total de pessoas e sua divisão por sexo destaca-se o percentual de pessoas em cada grupo de estado conjugal. A maioria das pessoas que estão no mercado de trabalho são solteiras, cerca de 50%, não variando muito entre os gêneros, da mesma forma que a proporção de casados, 4%. Já quanto aos separados, no grupo das mulheres que estão na força de trabalho são 9% e para os homens 6%. Note que a quantidade de uniões consensuais é bem representativa, acima da quantidade de casamentos, sendo de 22% das mulheres presentes no mercado de trabalho e 27% dos homens.

Ao observamos os salários médios de cada grupo podemos inferir sobre como são os padrões de ganho entre estes grupos. Como afirmam inúmeros trabalhos internacionais (ver Hill (1979), Adler e Öner (2011), Ribar (2014), Browning, Chiappori e Weiss (2011)) homens ganham mais que mulheres, homens solteiros ganham menos que homens casados e entre as mulheres ou elas ganham menos quando se casam ou a diferença é insignificante. Note na Tabela 14 os dados referentes ao salário médio por cada grupo populacional e ainda à proporção que o salário de cada grupo representa do salário do homem casado, o qual consideramos como grupo base. Pode-se notar que quanto ao salário médio os dados brasileiros condizem com a literatura. Os salários são maiores para o grupo de homens independente do grupo conjugal comparado. Os homens solteiros ganham em média menos que os casados, seu salário médio representa em torno de 82% do salário dos casados.

Tabela 14 - Salários médios e sua proporção relativa ao grupo de homens casados, por grupos populacionais, Brasil 2014

	Todos		Mulheres		Homens	
Todos	51.99	(100.1%)	47.96	(92.4%)	55.00	(105.9%)
Solteiro	42.06	(81.0%)	41.06	(79.1%)	42.77	(82.3%)
Casado	46.46	(89.5%)	39.23	(75.5%)	51.93	(100.0%)
Separado	59.33	(114.2%)	53.44	(102.9%)	66.63	(128.3%)
Viúvo	47.93	(92.3%)	40.68	(78.3%)	69.55	(133.9%)
Coabitante	41.90	(80.7%)	38.44	(74.0%)	44.01	(84.7%)
Não Brancos	40.64	(78.3%)	36.44	(70.2%)	43.52	(83.8%)
Brancos	65.10	(125.4%)	59.99	115.5%	69.27	(133.4%)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Nota: Entre parênteses estão o percentual relativo ao salário do homem casado (grupo base)

Entre as mulheres também é possível notar que as solteiras ganham mais que as casadas. Isto é, os dados sugerem que há um efeito penalizador do matrimônio para as mulheres enquanto premia os homens. Neste ponto os dados iniciais (não controlados por demais características), tendem a confirmar a hipótese de que o casamento amplifica as diferenças salariais entre gêneros. Um dado interessante é que os efeitos que o casamento tem sobre os rendimentos são menores que os encontrados para a coabitação para os homens e maiores para as mulheres. Note que o salário médio do homem que vive em união consensual é apenas 4% superior ao de um homem solteiro. Quanto às mulheres, note que as em união consensual ganham 6% menos que as solteiras, enquanto as casadas

ganham apenas 2% a menos. Assim o casamento, neste primeiro momento, leva a maiores efeitos sobre salários que uniões informais para homens, já para mulheres parecem ter um efeito penalizador maior.

Ademais, os efeitos salariais do casamento parecem mesmo permanentes para os homens, pois após o aumento observado para o grupo de casados observa-se um aumento ainda maior para os separados e viúvos. Estes são apenas indícios motivacionais para a pesquisa, pois não controlamos por demais variáveis como idade, por exemplo, que leva a maior experiência, o que implica em maiores rendimentos.

Outra questão levantada pela literatura é a diferença quanto a raça, neste caso a maioria da força de trabalho é não branca e ainda a proporção de pessoas em cada grupo de estado civil é maior entre os não brancos, porém para os separados a proporção entre os brancos é maior. Os dados da tabela 14 reafirmam o fato de brancos ganharem relativamente mais que não brancos, note que em média é mais que 35% maior. A literatura (ver Souza et al (2011)) destaca que o maior responsável por essa diferença são diferenças em características produtivas. Uma caracterização dos salários médios por raça e grupos conjugais é descrita na tabela 15.

Tabela 15 – Salários por hora médios por grupos raciais e conjugais, Brasil 2014

Gênero	Grupos raciais	Solteiros	Casados	Separados	Viúvos
Mulheres	Não Brancos	32.42	33.97	38.99	37.69
	Brancos	51.88	47.09	65.44	44.29
Homens	Não Brancos	36.47	40.89	52.74	34.45
	Brancos	52.16	70.41	79.44	125.86

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Observa-se que os efeitos penalizadores do casamento para as mulheres brancas não aparecem entre as não brancas, onde há indícios do surgimento de um pequeno prêmio. Para os homens brancos o salário médio dos solteiros representa cerca de 74% do dos casados enquanto para os não brancos a diferença é menor, com o salário dos solteiros representando 89% do dos casados. Então há indícios de que para não brancos, tende a diminuir a diferença salarial tanto para homens quanto para mulheres. Assim de fato o comportamento por raça é importante nesta análise e, portanto, justifica sua consideração nas metodologias adotadas.

A todos esses fatores se agrega o fato de a maioria das pessoas consideradas trabalham em tempo parcial são mulheres, sendo que metade das mulheres casadas trabalham em tempo parcial. Entre os homens casados este valor é de apenas 14%.

Outro argumento levantando na literatura é que a produtividade do homem que casa é maior pois os homens são ajudados por suas esposas, dada a divisão do trabalho doméstico, que de forma geral sobrecarrega o sexo feminino dando a ele maiores condições de ser mais produtivo no trabalho. Para conseguir chegar a alguma resposta sobre isto note na tabela 16 as horas gastas semanalmente em afazeres domésticos por grupos conjugais:

Tabela 16 – Horas médias gastas por semana em afazeres domésticos por gênero e estado civil.

	Total	Mulheres	Homens
Total	15.8	20.3	10.0
Solteiro	14.8	18.6	10.0
Casado	17.0	21.5	11.0
Separado	16.7	19.8	11.3
Viúvo	20.0	21.7	12.9

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Note que os homens solteiros gastam menos tempo em afazeres domésticos que os casados, cerca de 10%, o que geraria segundo o argumento algum benefício para os solteiros e não para os casados. Assim, os dados preliminares refutam a hipótese de maior produtividade dos homens casados devido a divisão do trabalho doméstico.

Para finalizar esta parte descritiva, não poder-se-ia deixar de abordar para os grupos conjugais a principal característica de produtividade: a escolaridade. Assim a escolaridade média está destacada na Tabela 17.

Tabela 17 - Escolaridade média por gênero e por estado civil - Brasil 2014.

	Total	Mulheres	Homens
Total	9.3	10.1	8.6
Solteiro	9.2	10.2	8.6
Casado	8.0	8.8	7.4
Separado	9.4	10.0	8.7
Viúvo	7.5	7.8	6.4

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Como era esperado o grupo de mulheres tem maior escolaridade que os homens, em todos os grupos analisados. O casamento leva a menor escolaridade média, tanto para homens quanto para mulheres, na mesma proporção, uma queda de 14% para ambos os gêneros.

Desta forma, uma vez caracterizado de forma geral a questão matrimonial associada ao mercado de trabalho, a seguir são implementadas as metodologias destacadas, para testar se o casamento tem o efeito de aumentar a disparidade de renda entre os gêneros.

3.4.1 Índices de disparidade de renda

Primeiramente, tomemos uma análise de índices de disparidade salarial. Na tabela 18 estão descritos os índices de Gini e Theil-T para solteiros e casados. Adicionalmente, uma decomposição do índice de disparidade de Theil pode dar uma ideia de se o casamento alavanca a diferença de renda entre os gêneros.

Tabela 18 – Índices de Gini e Theil e Decomposição do índice de Theil-T quanto ao gênero para os grupos conjugais – Brasil 2014

	Gini	Theil -T	Intra grupo	Entre grupos
Geral	0.543	0.474	0.465	0.009 (1.90%)
Solteiros	0.506	0.373	0.416	0.002 (0.62%)
Casados	0.551	0.463	0.423	0.014 (2.98%)

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

O índice de Gini varia de 0 a1 com maior desigualdade quanto mais próximo de 1. Nota-se que o grupo de casados, a partir do índice de Gini, é o grupo mais desigual dentre os apresentados. Uma nota deve ser feita neste ponto, o índice de Theil não deve ser diretamente comparado entre populações diferentes uma vez que seu limite superior depende do tamanho amostral, por isto utilizamos o índice de Gini para esta comparação. O índice de Theil-T, para os objetivos aqui requeridos deve ser observado em sua decomposição, sendo possível comparar a proporção da desigualdade que pode ser explicada pela diferença entre os gêneros, isto é, a última coluna da tabela acima. Assim, nota-se que, a disparidade salarial devido à diferença de renda entre homens e mulheres é maior para os casados (cerca de 3%) comparativamente com os solteiros (cerca de 0,6%).

Assim nota-se que o casamento aumenta o poder da diferença de renda entre sexos explicar a diferença de renda total, indicando que o casamento aumenta a diferença de renda entre os sexos, e assim contribui para uma maior desigualdade de renda total.

3.4.1 Regressões quantílicas condicionais e não condicionais

Nesta seção serão abordados os resultados das regressões quantílicas condicionais e não condicionais. O foco principal será as regressões não condicionais, uma vez que o objetivo é avaliar a evolução dos impactos do casamento por toda a distribuição salarial (não condicionada a grupos de variáveis explicativas). Temos quatro grupos de estado civil: solteiros, casados, separados e viúvos. A análise é feita para dois grupos comparativos: solteiros x outros estados civis, solteiros x casados. Esta comparação é importante para observar se o estado civil solteiro contrapondo ao resto da população.

Para estes dois grupos comparativos foram feitas análises quantílicas em para a população como um todo, para mulheres, para homens. No total para 5 níveis, os resultados estão apresentados na tabela 19 e na figura 1.

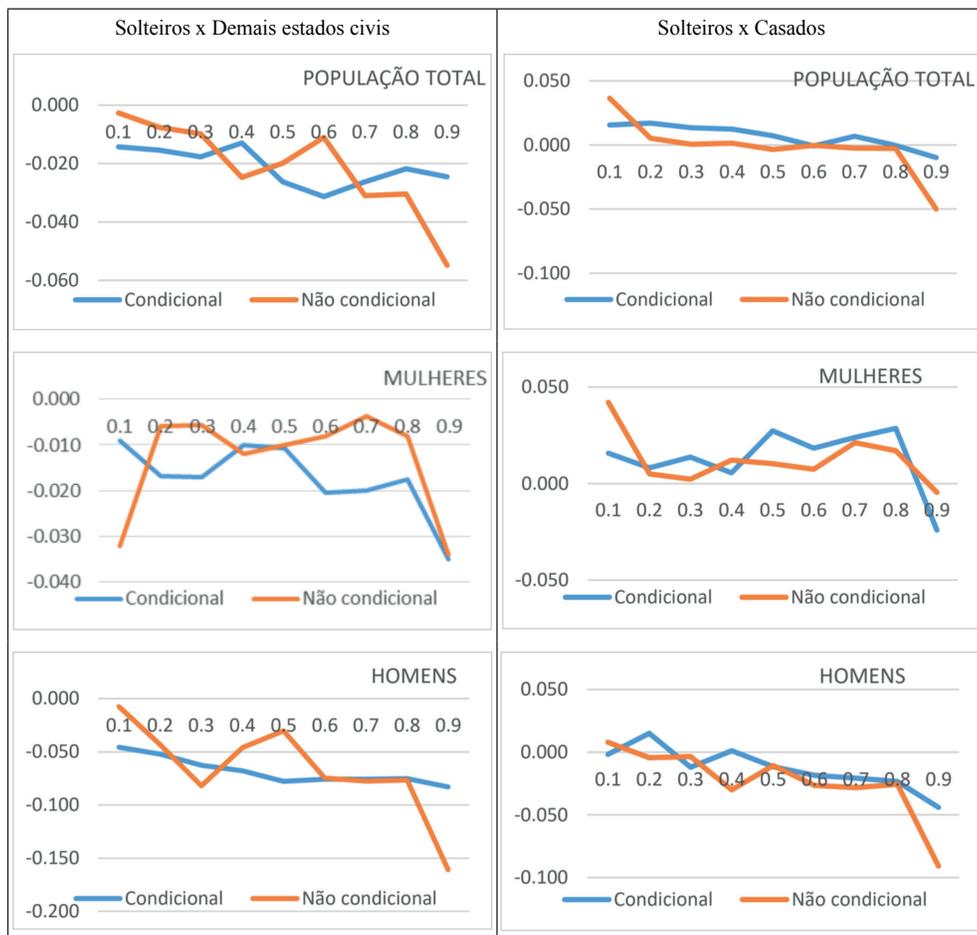
Tabela 19 – Regressões quantílicas condicionais e não condicionais para os decis da salariais de homens e mulheres seguindo duas abordagens de estado conjugal: “solteiros x outros estados civis” e “solteiros x casados” – Brasil 2014.

Nível	Regressão Quantílica	Quantil								
		0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9
Solteiros x Demais estados civis										
Total	Condicional	-0.014	-0.015	-0.018	-0.013	-0.026	-0.031	-0.026	-0.022	-0.025
	Não condicional	-0.003	-0.008	-0.010	-0.025	-0.020	-0.011	-0.031	-0.030	-0.055
Mulheres	Condicional	-0.009	-0.017	-0.017	-0.010	-0.011	-0.021	-0.020	-0.018	-0.035
	Não condicional	-0.032	-0.006	-0.006	-0.012	-0.010	-0.008	-0.004	-0.008	-0.034
Homens	Condicional	-0.046	-0.052	-0.063	-0.068	-0.078	-0.076	-0.076	-0.075	-0.083
	Não condicional	-0.007	-0.043	-0.082	-0.046	-0.030	-0.075	-0.077	-0.076	-0.161
Solteiros x Casados										
Total	Condicional	0.016	0.017	0.013	0.012	0.007	-0.001	0.007	0.000	-0.010
	Não condicional	0.037	0.005	0.001	0.002	-0.003	0.000	-0.002	-0.003	-0.050
Mulheres	Condicional	0.016	0.008	0.014	0.006	0.027	0.018	0.024	0.029	-0.024
	Não condicional	0.042	0.005	0.002	0.012	0.010	0.007	0.021	0.017	-0.005
Homens	Condicional	-0.002	0.015	-0.012	0.001	-0.012	-0.019	-0.021	-0.023	-0.044
	Não condicional	0.008	-0.004	-0.004	-0.030	-0.011	-0.026	-0.028	-0.026	-0.091

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Nota-se que há diferença entre os resultados das regressões que são condicionais e as não condicionais, assim, quaisquer interpretações devem salientar qual a técnica utilizada. Na busca de não repetir o erro de interpretação de outros trabalhos, os quais fazem interpretações incondicionais a resultados condicionais, destaca-se que salvo pequenas exceções os resultados das técnicas de regressão quantílica condicional e não condicional são diferentes. Para os objetivos principais do trabalho, as interpretações serão restritas às evoluções nos quantis não condicionais, as diferenças entre os resultados são observadas na figura 1.

Note que, a característica estado civil, tem a peculiaridade de não ser retrocedente quanto a casados e solteiros, isto é, um homem que deixou o estado civil solteiro não retorna a este, podendo sair do estado civil casado, mas passando para o estado de separado ou viúvo. Ademais viúvos e separados podem voltar a serem casados, mas jamais solteiros novamente. Note que para os homens, os ganhos salariais advindos do casamento dão indícios de serem permanentes, em todos os decis os solteiros ganham menos nas duas separações conjugais, e ainda considerando todos os estados conjugais os solteiros ganham ainda menos. Já para as mulheres as mulheres o casamento é o que leva a menores rendimentos, ao se considerar outros estados civis as solteiras ganham menos, porém ao se considerar somente as casadas solteiras ganham mais. Há indícios então de que sair do estado civil casada leva a menores perdas salariais para as mulheres.

Figura 1-Efeitos nos decis salariais do estado civil solteiro x demais estados civis e solteiro x casados para toda a população e por gêneros – Brasil 2014

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Observa-se então que, de fato, o casamento implica em um bônus salarial para o sexo masculino e em uma penalização para o sexo feminino. E ainda que este comportamento também é valido ao observar os solteiros comparativamente aos demais, assim o estado civil solteiro é o estado de penalização salarial para homens. Para as mulheres qualquer estado civil que não o casado leva a melhores rendimentos. Assim o casamento funciona como sinalizador positivo para homens na hora de contratações, já para mulheres parece ser mais uma barreira salarial.

E ainda, nota-se que, entre os homens os maiores ganhos do casamento estão nos últimos decis e as menores penalizações para as mulheres também estão neste decil. Um efeito não monotônico, mas decrescente pode ser observado no comportamento dos efeitos ser solteiro nos decis salariais.

Desta forma há indícios de que o casamento possa ser um amplificador de diferenças salariais entre os gêneros pois há bônus para homens e penalizações para mulheres, o que é uma constante em

praticamente todos os decis. Note que estes resultados estão de acordo com a literatura internacional com bônus para homens encontrados por Adler e Öner (2013), Chun e Lee (2000), Korenman e Neumark (1991) para os homens e de penalização às mulheres como em Hill (1979), Korenman e Neumark (1991), Hewitt, Estern e Baxter (2002).

3.4.2 Decomposições da diferença de renda – Decomposição de FFF (2009)

A decomposição de Firpo, Fortin e Lemieux (2007,2009), a qual abordada agora como FFL (2009), de forma similar à decomposição de Oaxaca Blinder divide a diferença de renda entre dois grupos entre uma parte explicada pelos atributos pessoais considerados e outra parte que considera o não explicado. A primeira parte se deve a diferenças nas características enquanto a segunda é definida pela diferença entre os retornos dos atributos, assim explicada pela diferença da característica que separa os grupos. Investigando a diferença de rendimentos entre solteiros e não solteiros (somente relativo a casados e depois relativo aos demais estados civis). A tabela 20 destaca a decomposição para a população total, homens e mulheres.

A primeira análise para ser feita é a da diferença salarial ao comparar solteiros e casados ou solteiros e demais estados civis. Considerando a análise principal deste trabalho, observe que a diferença salarial entre casados e solteiros é positiva para os homens, indicando que os casados ganham mais, a única exceção é o primeiro decil. Já para as mulheres é negativa, portanto, as mulheres solteiras ganham mais que as casadas. Assim por esta metodologia, reafirmando os resultados das outras já abordadas, foi possível notar que há efeitos opostos do casamento sobre a composição salarial de homens e mulheres indicando uma penalização para as mulheres e um bônus para os homens (a partir do segundo decil). Os dados da decomposição de Oaxaca, para a média corroboram os resultados para toda a distribuição salarial não condicional.

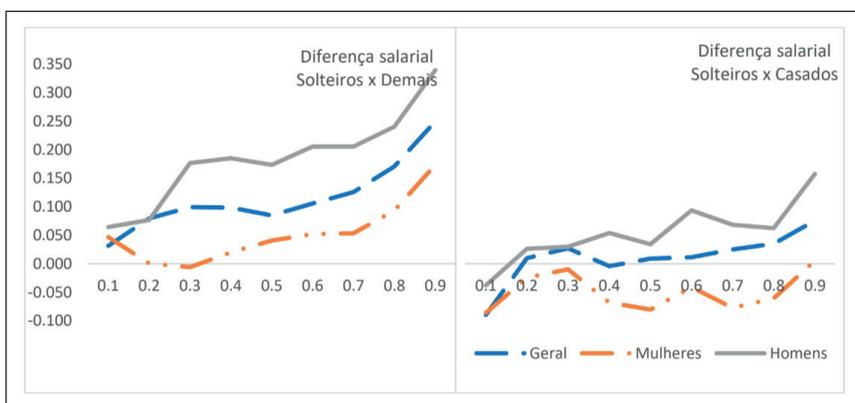
Nota-se, porém, que a diferença salarial tem um comportamento diferente ao se considerar os demais estados civis relativamente aos solteiros. Além de aumentar a diferença salarial encontrada para os homens (indicando ganhos permanentes do casamento e penalização a homens solteiros), para as mulheres é possível notar que não há uma penalização constante nos decis, em verdade somente há penalização no segundo decil. Estes resultados indicam que, o prêmio salarial obtido pelos homens é permanente e, ainda, pode aumentar quando ele se separa ou fica viúvo. Porém, para as mulheres, demonstra que há ganhos ao sair do estado de casada para solteira ou viúva, indicando que estes estados civis diferentemente do casamento levam a maiores salários.

Considerando a decomposição de FFL (2009) é possível observar qual a parte desta diferença salarial se deve a diferentes retornos das características produtivas, o que alguns autores destacam como efeito discriminação. A proporção em que este fator explica a diferença salarial varia de acordo com o grupo populacional considerado e quanto aos decis, não havendo um padrão, porém de forma direta é possível observar que o fator não explicado pela diferença de dotações dos grupos tem grande importância por praticamente toda distribuição salarial não condicional.

Tabela 20- Decomposição FFL e Oaxaca Blinder para o Brasil 2014 / Grupos de comparação Solteiros x demais estados civis

Grupo	Termos da decomposição	Decil									Oaxaca Média
		0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	
Solteiros x Demais estados civis											
Geral	Diferença	0.031	0.079	0.099	0.099	0.085	0.106	0.126	0.171	0.249	0.163
	Explicado	0.009	0.018	0.038	0.050	0.041	0.053	0.082	0.097	0.151	0.086
	Não explicado	0.023	0.062	0.061	0.048	0.044	0.053	0.043	0.073	0.099	0.077
Mulheres	Diferença	0.047	0.001	-0.006	0.020	0.041	0.052	0.053	0.093	0.173	0.083
	Explicado	-0.004	0.006	0.008	0.022	0.045	0.044	0.054	0.061	0.072	0.050
	Não explicado	0.051	-0.006	-0.014	-0.002	-0.004	0.008	0.000	0.032	0.101	0.032
Homens	Diferença	0.064	0.077	0.177	0.185	0.173	0.206	0.205	0.240	0.339	0.184
	Explicado	0.050	0.045	0.094	0.079	0.081	0.089	0.134	0.110	0.187	0.136
	Não explicado	0.014	0.031	0.083	0.106	0.093	0.117	0.072	0.130	0.152	0.049
Solteiros x casados											
Geral	Diferença	-0.090	0.010	0.027	-0.004	0.009	0.012	0.025	0.035	0.076	0.065
	Explicado	-0.065	-0.014	-0.007	-0.010	0.000	0.004	0.016	0.002	-0.015	0.000
	Não explicado	-0.025	0.024	0.034	0.006	0.009	0.008	0.009	0.033	0.090	0.064
Mulheres	Diferença	-0.086	-0.024	-0.010	-0.068	-0.080	-0.041	-0.078	-0.061	0.005	-0.012
	Explicado	-0.068	-0.026	-0.011	-0.022	-0.018	-0.022	-0.016	-0.017	-0.036	-0.020
	Não explicado	-0.018	0.002	0.001	-0.046	-0.062	-0.019	-0.062	-0.043	0.041	0.009
Homens	Diferença	-0.038	0.026	0.030	0.054	0.034	0.093	0.068	0.062	0.158	0.031
	Explicado	-0.022	-0.012	-0.013	0.002	0.025	0.015	0.003	0.001	0.008	0.014
	Não explicado	-0.016	0.038	0.042	0.051	0.009	0.079	0.065	0.061	0.149	0.018

Fonte: Elaboração do autor a partir de dados da PNAD 2014.

Figura 2 – Diferença salarial solteiros x outros estados civis, geral, gênero e raça.

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

A mesma decomposição aplicada para a diferença de gêneros, para grupos de solteiros e casados é exposta na tabela 21. Nota-se que a diferença salarial entre homens e mulheres é maior entre os casados e não solteiros. Isto indica que o estado civil tende a aumentar a diferença salarial.

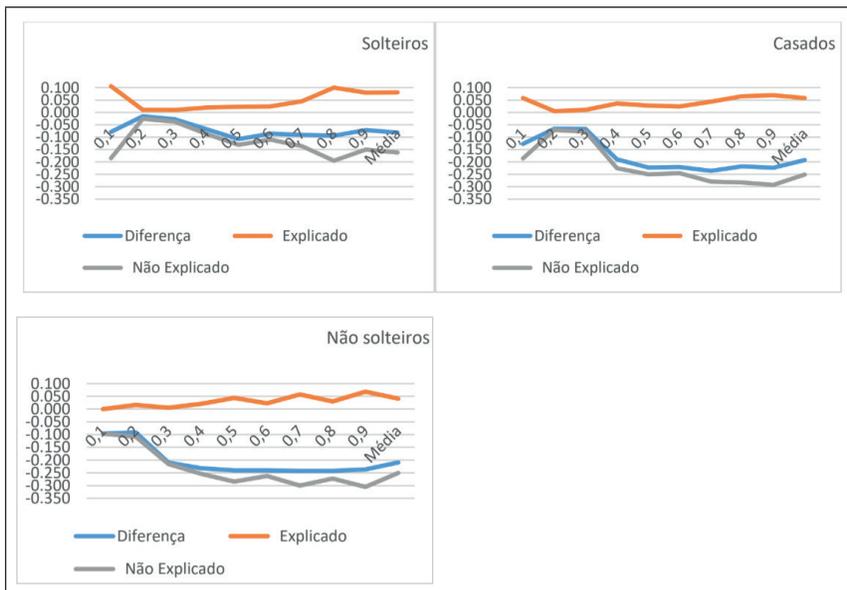
Ainda é possível observar que a maior parte da diferença salarial é explicada pelo fator de diferenças de retornos, indicando que o mercado de trabalho tende a valorizar mais homens. A evolução da diferença salarial e de cada componente pode ser vista na figura 3:

Tabela 21 – Decomposição de FFL e Oaxaca para diferença salarial entre gêneros entre solteiros, casados e não solteiros – Brasil 2014

	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	Média
	Solteiros									
Diferença	-0.079	-0.015	-0.027	-0.067	-0.108	-0.086	-0.090	-0.095	-0.071	-0.081
Explicado	0.106	0.010	0.010	0.019	0.023	0.024	0.046	0.100	0.080	0.081
Não explicado	-0.185	-0.026	-0.037	-0.087	-0.131	-0.110	-0.136	-0.195	-0.150	-0.162
	Casados									
Diferença	-0.127	-0.066	-0.067	-0.189	-0.222	-0.221	-0.236	-0.218	-0.223	-0.193
Explicado	0.058	0.005	0.010	0.036	0.027	0.024	0.044	0.066	0.069	0.058
Não explicado	-0.186	-0.071	-0.077	-0.225	-0.250	-0.245	-0.280	-0.283	-0.292	-0.251
	Não Solteiros									
Diferença	-0.096	-0.091	-0.210	-0.233	-0.241	-0.240	-0.242	-0.242	-0.237	-0.209
Explicado	0.000	0.017	0.005	0.021	0.044	0.023	0.058	0.030	0.068	0.041
Não explicado	-0.096	-0.108	-0.215	-0.254	-0.285	-0.263	-0.300	-0.272	-0.305	-0.250

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

A diferença salarial entre gêneros aumenta quando estamos em quantis mais avançados da distribuição salarial não condicional, ou seja, as mulheres casadas têm uma diferença salarial relativamente aos homens ainda maior se tiverem rendas maiores.

Figura 3 – Decomposição de FFL (2009) e de Oaxaca Blinder (1973) por gênero

Fonte: Elaboração própria a partir de dados da PNAD 2014.

Assim este resultado associado ao fato de que há penalizações salariais associadas ao casamento para mulheres e um prêmio para os homens, leva à conclusão de que há indícios de que o casamento é um aumentador das diferenças salariais entre os gêneros.

3.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS SOBRE ESTADO CONJUGAL E SALÁRIOS

A relação entre casamento e salário foi comprovada com a utilização das metodologias trabalhadas. E os resultados vão de encontro ao destacado em trabalhos internacionais e com a hipótese inicial, de que há uma penalização salarial para as mulheres e um prêmio salarial para os homens relacionado ao casamento. E este pode ser um dos fatores que contribuem para uma maior disparidade salarial entre os gêneros, contribuindo assim para aumentar a disparidade de renda geral.

Ademais, além da conclusão central alguns pontos podem ser levantados, primeiro não há indícios de que haja aumento de produtividade do sexo masculino após o casamento devido a divisão de trabalho doméstico, uma vez que as horas para solteiros e casados em afazeres domésticos mudam de forma pequena. Em segundo lugar há indícios de que há diferentes salários no mercado de trabalho penalizando os homens solteiros e mulheres casadas.

Em terceiro lugar nota-se que os ganhos advindos do matrimônio são permanentes para o grupo masculino. Porém para as mulheres desfazer um casamento pode levar a maiores salários. Outro ponto a evidenciar é que, o grupo dos solteiros se mostrou o pior estado civil quanto a rendimentos para os homens, enquanto para as mulheres, o estado civil casada é o que implicou em menores salários. E ainda, quanto a evolução nos decis salariais o maior prêmio matrimonial para os homens é nos últimos decis salariais, já para as mulheres a menor penalização é no último decil salarial, sendo a maior no primeiro decil.

Agrega-se, ainda, a estas conclusões que, as regressões quantílicas não condicionais tem resultados diferentes das regressões condicionais, sendo necessária a adequação ao objetivo especifico de cada trabalho a metodologia que melhor se encaixe.

Algumas ressalvas devem ser feitas: i) não correção do viés de seleção por dois motivos principais, falta de dados que eram necessários nas bases de dados; e não é comprovado que a técnica de Buchisky (2001), usada em regressões quantílicas condicionais, seja a mais apropriada para correções de viés de seleção regressões não condicionais; ii) há variáveis que não são observadas e que são influenciadoras dos níveis salariais como o nível de esforço e de habilidade especifica de cada trabalhador. E de fato isto pode gerar um viés que pode pormenorizar as diferenças salariais encontradas. Deve-se destacar, porém, que isto não desqualifica a tentativa empírica de mensuração de *gaps* salarias devido a características familiares distintas, sendo uma prerrogativa futuras adaptações que possam diminuir quanto mais possível os erros que podem ocorrer.

Por fim, o recente aumento do número de casamentos torna a questão dos impactos desta característica em variáveis econômicas ainda mais significativo, principalmente se esta é uma das formas de aumentar a desigualdade de renda brasileira.

REFERÊNCIAS

ABRAHAM, K. G.; FARBER, H. S. Job Duration, Seniority, and Earnings. **American Economic Review,** 1987, p. 278-97.

ABRAMO, Laís. Desigualdades e discriminação de gênero e raça no mercado de trabalho brasileiro e suas implicações para a formulação de uma política de emprego. **Seminário Nacional Política geral de emprego**: Necessidades, opções, prioridades, OIT, Brasília, 9 e 10 de dezembro de 2004.

ADLER, Patrick; ÖNER, Özge. Occupational class and the marriage premium: exploring treatment mechanisms. **Working paper series: Martin Prosperity Research**. Maio de 2013.

AGÜERO, J. M.; Marks, M. S. Motherhood and female labor supply in the developing world: Evidence from infertility shocks. **Journal of Human Resources**, V. 46, N. 4, 2011. p. 800−826.

AGÜERO, J.M; ; RAYKAR, N. Do children reduce their mother's earnings? Evidence from developing countries, **Indian Statistical Institute paper**. 2011. Disponível em: http://www.isid.ac.in/~pu/conference/dec_11_conf/Papers/MindyMarks.pdf

AMUEDO-DORANTES, Catalina; KIMMEL, Jean. The Family earnings gap and postponement of maternity in the United States. In: **Education and postponement of maternity: Economic Analyses for industrialized countries**. Cap7. P.175-206. Springer: Holanda, 2006.

AMUEDO-DORANTES, Catalina; KIMMEL, Jean.The Materhood wage gap for women in the United States: The importance of college and fertility delay. Fundacion Centro de Estudios Andaluces. Documento de trabajo. **Serie Economía E2004/07**. 2004. Disponível em: http://public.centrodeestudiosandaluces.es/pdfs/E200407.pdf

ANDERSON, Deborah J, BINDER, Melissa; KRAUSE, Kate. 2002a. The Motherhood Wage Penalty: Which Mothers Pay It and Why? **American Economic Review papers and proceedings.** Mai 2002a. V.92, No. 2, pp. 354-358.

ANDERSON, Deborah J.; BINDER, Melissa; KRAUSE, Kate. The Motherhood Wage Penalty Revisited: Experience, Heterogeneity, Work Effort and Work-Schedule Flexibility, Industrial and Labor Relations Review. 2002b.

ANTECOL, Heather; JONG, Anneke; STEINBERGER, Michael. The sexual orientation wage gap: The role of occupational sorting, human capital, and discrimination. **IZA Discussion paper n.2945.** Jul. 2007. Disponível em: http://repec.iza.org/dp2945.pdf

ANTÓN, José Ignácio; BUSTILHO, Rafael Muñoz. Public-private sector wage differentials in Spain. An updated Picture in the midst of the great Recession. **MPRA Paper No. 48986**, Ago. 2013. Disponível em: http://www.janton.net/Files/Docs/JIA%20&%20RMB%20 %282013%29%20MPRA%2048986.pdf

ANTONOVICS, K.; TOWN, R. Are all the good men married? Uncovering the Sourcesof the marital wage premium. **The American Economic Review**, 94(2), 317321. 2004

ANTONOVSKY, AARON. **The social meaning of discrimination**. Phylon:1960.V.21. n.1. 1960. P. 81-95.

ARCAND, Jean-Louis; D'HOMBRES, Beatrice D. Racial Discrimination in the Brazilian Labour Market: Wage, Employment and Segregation Effects, **Journal of International Development**, n.16, p.1053-1066, 2004.

ARROW, K. J. .The theory of discrimination. In **Discrimination in Labor Markets**, ed. O. Ashenfelter and A. Rees. Princeton, N.J., Princeton University Press. 1973

ASSIS, Renato Silva de; ALVES, Janaína da Silva .Hiato Salarial entre homens e mulheres no Brasil segundo condição migratória: o mercado de trabalho é segregado ou discrimina? **Revista de Economia do Nordeste**, v.45,n.1, p.120-135, jan/mar,2014.

BADGETT, M. V. Lee. The wage effects of sexual orientation discrimination. **Industrial and labor relations review**. V.48,n.4, jul. 1995. P. 726-739.

BARDASI, E.; TAYLOR, M. Marriage and wages: a test of the specialization hypothesis. **Economica**, n.75. 2008.

BARDASI, Elena; TAYLOR, Mark. Marriage and Wages. **ISER WP, No. 2005-1**. 2005

BARROS, Ricardo Paes de; RAMOS, Lauro; SANTOS, Eleonora. **Gender differences in Brazilian labor markets. Investment in women's human capital**. Chicago University Press, Chicago, 1995, p.380-425.

BECKER, G. Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor. **Journal of Labor Economics**, v. 3, n.. 1, University of Chicago Press, p. 33-58, 1985.

BECKER, G.S. **A Treatise on the Family**. Harvard University Press, Cambridge.1981

BECKER, G.S., LANDES, E.M.; MICHAEL, R.T. An Economic Analysis of Marital Instability. **Journal of Political Economy**. N.85, p.1141–1187. 1977.

BELLAS, Marcia. The Effect of Marital Status and Wives's Employment on the Salaries of Faculty Men: The (House) Wife Bonus. **Gender and Society**. N.6 p. 609-622. Dez. 1992

BERGSTROM, T.,; SCHOENI, R. Income Prospects and Age at Marriage. **University of Michigan CREST Working Paper 92-10**, 1992

BLACKBURN, McKinley; KORENMAN, Sanders. The Declining Marital-Status Earnings Differential. **Journal of Population Economics**. N.7 P.247-270. Jul.1994.

BLAU, Francine & KAHN, Lawrence. Wage structures and gender earnings differentials: an international comparison. **Economica**, v. 63, 1996, p.29-62.

BLAU, Francine D.; KHAN, Lawrence M. The Gender Earnings gap: Learning from International Comparisons. **The American Economic Review** 8, Papers and Proceedings of the Hundred and Fourth Annual Meeting of the American Economic Association (May 1992): 533-538.

BLAU, Francine; BELLER, Andrea. Trends in Earnings Differentials by Gender, 1971-1981. **Industrial and Labor Relations Review** n.41 v.4, p.513-529. 1988

BLAU, Francine D., FERBER, Marianne. **The Economics of Women, Men, and Work**. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1992.

BLINDER, A. S. Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates, **Journal of Human Resources**, v.8, p.436–455, 1973.

BOWEN, William G.;FINEGAN, Aldrich. **The Economics of Labor Force participation**. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1969.

BROWNING, Martin; CHIAPPORI, Pierre-André; WEISS, Yoram. **Family Economics**. Setembro de 2011.

BUCHINSKY, M. Quantile regression with sample selection: Estimating women's return to education in the U.S., **Empirical Economics**, 26: 87-113, 2001.

BUCHINSKY, M. The dynamics of changes in the female wage distribution in the USA: A quantile regression approach, **Journal of Applied Econometrics**, 13: 1-30, 1998.

BUDIG, M. J.; MISRA, J.; BOECKMANN, I. The motherhood penalty in cross-national perspective: The importance of work−family policies and cultural atitudes. **Social Politics** V. 19, N. 2, p. 192. 2012.

BUDIG, Michelle J.; ENGLAND, England.. "The Wage Penalty for Motherhood. **American Sociological Review.** V.66, p. 204-225. Ab. 2001

BUDIG, Michelle, HODGES, Melissa J. Differences in disadvantage: Variation in the motherhood penalty across White Women's Earnigs Distribution. **American Sociological Review**. V.75, n.5. Out. 2010. p. 705-728.

BUDIG, Michelle J.; HODGES, Melissa. Statistical Models and Empirical Evidence for Differences in the Motherhood Wage Penalty Across the Earnings Distribution: A Reply to Killewald and Bearak. **American Sociological Review**. V.79, p. 358-364. 2014

BUDIG, Michelle J. The fatherhood bonus and the motherhood penalty: parenthood and the gender gap in pay. Third way fresh thinking. Set.2014. Disponível em: http://www.thirdway.org/report/the-fatherhood-bonus-and-the-motherhood-penalty-parenthood-and-the-gender-gap-in-pay

CAMPANTE Filipe R.; CRESPO, Anna R. V.; LEITE, Phillippe G. P. G. Desigualdade Salarial entre Raças no Mercado de Trabalho Urbano Brasileiro: Aspectos Regionais. **RBE.** Rio de Janeiro 58(2):185-210 ABR/JUN 2004

CARVALHO, Alexandre Pinto de. **Decomposição do Diferencial de Salários no Brasil em 2003: Uma aplicação dos procedimentos de Oaxaca e Heckman em pesquisas Amostrais complexas.** Dissertação de Mestrado. Escola Nacional de Ciências Estatísticas. Rio de Janeiro, 2005.

CAUCUTT, Elizabeth M., GUNER, Nezih; KOWLES, John.. Why do Women Wait? Matching, Wage Inequality, and the Incentives for Fertility Delay. **Review of Economic Dynamics**. V. 5, p. 815-855. 2002

CAVALIERI, C.; FERNANDES, R. Diferenciais de Salários por Gênero e por Cor: Uma Comparação entre as Regiões Metropolitanas Brasileiras. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.18, n.1, p.158-175, jan-mar, 1998.

CHERNOZHUKOV, Victor; FERNANDEZ-VAL, Ivan; MELLY, Blaise. Inference on counterfactual distributions. Abril de 2009. Disponível em: http://www.mit.edu/~vchern/papers/counterfactual_2012Nov1.pdf.

CHIODO, Abbigail J. and OWYANG, Michael T. For Love or Money: Why Married Men Make More. **Federal Reserve Bank of St. Louis**. Disponível em: [http://www.stls.frb.org/ publications/re/2002/b/pages/marriage.html], 2002.

CHIODO, Abbigail J., OWYANG, Michael T. Marriage, Motherhood and Money: How do women's life decisions influence their wages? **The Regional Economists** – Ab. 2003.

CHUN, Hyunbae and LEE, Injae. Why do married men earn more: productivity or marriage selection? **Economics Inquiry**, Jul.2000.

CIRINO, J. F.; LIMA, J. E. Diferenças de rendimento entre as regiões metropolitanas de Belo Horizonte e Salvador: uma discussão a partir da decomposição de Oaxaca-Blinder. **Revista Econômica do Nordeste.** v 43, nº 02, abr-jun.2012.

COELHO, Danilo; VESZTEG, Robert; SOARES, Fabio Veras. Regressão Quantilica com correção para a seletividade amostral: estimativa dos retornos educacionais e diferenciais raciais na distribuição de salários das mulheres no Brasil. **Ipea, texto para discussão n.1483**.Brasília: Ab. 2010.

CONNELLY, Rachel..The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation. **Review of Economics and Statistics.** v.4, Fev. 1992. p. 83-90

CONNELLY, Rachel; KIMMEL, Jean. The effects of child care costs on the labor force participation and welfare recipiency of single mathers: Implications for Welfare reform. **Upjohn Institute Working Paper n. 01-69. 2001** Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for employment. Disponível em: http://research.upjohn.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1086& context=up_workingpapers

CORNAGLIA, Francesca; FELDMAN, Naomi E. The Marriage Premium Revisited: The case of professional baseball. Out. 2010. Disponível em: http://cep.lse.ac.uk/seminarpapers/05-10-10-NF.pdf

CORNWELL, Christopher; RUBERT, Peter. Marriage and Earnings. **Economic Review,** Federal Reserve Bank of Cleveland , Q(IV), 10-20. 1995.

CORNWELL, Cristopher & RUPERT, Peter.Unobservable individual effects, marriage and the earnings of young men. **Economic Inquiry**. V. XXXV, 1997, p. 285-294.

CUNHA, Mário Silva da; MOURA, Claúdia Sá de. Fatores determinantes da participação e do rendimento do idoso e não idoso no mercado de trabalho brasileiro. **A Economia em Revista**. V.18.N.2. Dezembro de 2010.

DANIEL, K. The marriage premium. In M.Tommasi & K. Ierulli, Eds, **The new economics of human behavior**. p.113-125. Cambridge: CUP, 1995.

DANIEL, Kermit. Does Marriage Make Men More Productive**?, University of Chicago, population Research Center 92-2**, 1992.

DARITY JR, William; GUILKEY, David K.; WINFREY, William. Explaining Differences in economic performance among racial and ethnic groups in the USA**. American Journal of Economic and sociology**. V.55, n.4. out. 1996.

DATASUS. Series de fecundidade especifica por idade. Disponível em: http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2012/a06_01.htm

DATTA GUPTA, Nabanita, SMITH, Nina; STRATTON, Leslie S. Is Marriage Poisonous?Are Relationships Taxing? An Analysis of the Male Marital Wage Differential in Denmark. **IZA DP No. 1591**. 2005.

DAVIES, R.; PIERRE, G.. The family gap in pay in Europe: A cross-country study. **Labour Economics**, V. 12, N. 4, p. 469–486. 2005.

DEATON, A. **The analysis of household surveys: a microeconometric approach to development policy**. John Hopkins University Press, 1997.

DEATON, A.; PAXSON, C. Saving, growth, and aging in Taiwan. In: WISE, D. (ed.). **Studies in the economics of aging**. Chicago: University of Chicago Press, 1994.

DINARDO, J.; FORTIN, N.; LEMIEUX, T. Labor market institutions and the distribution of wages: 1973-1992: A semi-parametric approach. **Econometrica**, 64:1001-1044. 1996

DUNCAN, Greg J.; HOLMLUND, Bertil Holmlund. Was Adam Smith Right After All? AnotherTest of the Theory of Compensating Wage Differentials. **Journal of Labor Economics,** out. 1983, P.366-379. .

EHRENBERG, R. G.; SMITH, R. S. **A Moderna Economia do Trabalho**. Teoria e Política Pública. Cap.13. São Paulo: Makron Books, 2000.

FELFE, C.. The motherhood pay gap: What about job amenities?, **Labour Economics**, V. 19, N. 1, p. 59–67. 2012.

FERREIRA, Francisco H. G.; LITCHFIELD, Julie A. Desigualdade pobreza e bem-estar no Brasil – 1981/95. In: HENRIQUES, RICARDO (ORG), **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Cap.2 p.49-80.

FIRPO, Sergio, FORTIN, Nicole M., LEMIEUX, Thomas, Decomposing Wage Distributions using Recentered Influence Functions Regressions. Jun. 2007. Disponível em: http://economie.esg.uqam.ca/upload/files/seminaires /Lemieux_Thomas.pdf

FITZENBERGER, Bernd, KOENDER, Roger, MACHADO, José A F. (editores). Economic Applications of quantile regression. Springer-Verlag, Berlin: 2002.

FLORIDA, R. The rise of the creative class: Basic Books New York. 2004

FORTIN, Nicole; FIRPO, Sergio; LEMIEUX, Thomas. Decomposition methods in Economics. **NBER Working Paper n. 16045**. Jun. 2009.

FUCHS, Victor R. Differences in Hourly Earnings Between Men and Women. **Monthly Labor Review** 94 .Mai 1971. P. 9-15.

GALE, William G.; PENCE, Karen M. Are sucessive generations Getting Wealthier, and if so, Why? Evidence from the 1990s. **Brookings Papers on economic Activity**, 1:2006.

GAMBOA, L. F.; ZULUAGA, B.. Is there a motherhood penalty? Decomposing the family wage gap in Colombia, **Journal of Family and Economics Issues**, V.34, N. 4, pp. 412−434. 2013

GANGL, M.; ZIEFLE, A. Motherhood, labor force behavior, and women's careers: An empirical assessment of the wage penalty for motherhood in Britain, Germany, and the United States. **Demography**, V. 46, N.. 2, p. 341–369. 2009.

GARDEAZABAL, J., UGIDOS A. More on identification in detailed wage decompositions.**The Review of Economics and Statistics**. N. 86, p. 1034–1036. 2004

GINTHER, D. K.; ZAVODNY, M. Is the male marriage premium due to selection? The effect of shotgun Iddings on the return to marriage. **Journal of Population Economics**. n.14 v.2, 2001

GINTHER, Donna; ZAVODNY, Madeline. Is the Marriage Premium Due to Selection? The effect of Shotgun Weddings on the Return to Marriage. **Journal of Population Economics** n.14, p. 313-328. mai. 2001.

GLAUBER, V.Women's work and working conditions: Are mothers compensated for lost wages?" **Work and Occupations**, V.39, N.2, p. 115–138. 2012.

GORNICK, Janet; MEYERS, Marcia K.; ROSS, Katherin E. Public Policies and the employment of mothers: a cross-national study. Social Science Quarterly, v.79, n.1, p.35-54, 1998. Disponivel em: https://www.baruch.cuny.edu/wsas/academics/political_science /documents/SSQarticle1998.pdf

GRIMSHAW, Damian, RUBERY, Jill.. The materhood pay gap: A review of the issues, theory and international evidence. **International labour office. Conditions of work and employment series n.57.** Inclusive labour markets, labour relations and working conditions branch. Geneva:2015.

GRONAU, Reuben, The Theory of Home Production: The Past Tem Years. **Journal of Labor Economics ,** n.15, 1997, 197-205.

GUSTAFSSON, Siv. Optimal Age at Motherhood. Theoretical and Empirical Considerations on Postponement of Maternity in Europe. **Journal of Population Economics**, V.14, pp. 225-247. 2001.

HAMILTON, Lawrence C. Statistics with Stata. 2002.

HARKNESS, Susan; WALDFOGEL, Jane. The Family Gap in Pay: Evidence from Seven Industrialized Countries. **Journal of Labor Research** , V.22, p. 369-414, 2003.

HECKMAN, J. Sample Selection Bias as a Specification Error, **Econometrica**, v.47, n.1, p.153-161, jan., 1979.

HERSCH, Joni; STRATTON, Leslie. Household Specialization and the Male MarriageWage Premium. **Industrial and Labor Relations Review**, N.54, p.78-94. Out. 2000

HEWITT, Belinda,WESTERN, Mark; BAXTER,Janeen. Marriage and Money: The Impact of Marriage on Men's and Women's Earnings. **Discussion Paper DP-007**, The University of Queensland, (July). 2002.

HILL, Martha. The wage effects of marital status and children. The Journal of Human Resources. V. XIV, n.4. 1979. P. 579-594.

HODGES, M. J.; BUDIG, M. J. 2010. Who gets the daddy bonus? Organizational hegemonic masculinity and the impact of fatherhood on earnings. **Gender and Society**, V.24, N. 6, p. 717–745.

IBGE. Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios –2004, 2014 microdados. Rio de Janeiro: **IBGE, Downloads**

IBGE. Dados de fucundidade. **IBGE, Downloads.**

JANN, Ben (2008). **The Blinde-Oaxaca decomposition for linear regression models. The** Stata Journal 8(4): 453-479**.**

JANN, Ben. A Stata implementation of the Blinder-Oaxaca decomposition. ETH Zurich Sociology Working paper n. 5. Maio de 2008. Disponível em: http://www.statoek.wiso.uni-goettingen.de/veranstaltungen/statistical%20consulting/jann_oaxaca%202008.pdf

JOSHI, H.; PACI, P.; WALDFOGEL, J. The wages of motherhood: Better or worse?, in **Cambridge Journal of Economics**, V.23, N.5, p. 543–564. 1999

JOSHI, Healther; PACI, Piorella. **Unequal pay for women and men: evidence from the British birth chort sudies**. MIT press, Cambridge, 1998.

KENNY, Lawrence. The accumulation of human capital during marriage by males. **Economic Inquiry**. V. XXI, 1983, p.223-231.

KILLEWALD, Alexandra; BEARAK, Jonathan . Is the Motherhood Penalty Larger for Low-Wage Women? A Comment on Quantile Regression. **American Sociological Review**. N.79 V.2. P. 350-357. 2014.

KORENMAN, S.; NEUMARK, D. Does Marriage Really Make Men More Productive**. Journal of Human Resources**, 1991, P. 282-307.

KORENMAN, Sanders, NEUMARK, David. Marriage, Motherhood, and Wages. **The Journal of Human Resources**, V. 27, N.. 2, p. 233-55. 1992.

KUMLIN, J. The sex wage gap in Japan and Sweden: The role of human capital, workplace sex composition and family responsibility, in **European Sociological Review**, V.23, N.. 2, p. 203–221. 2007.

LANDAU, Jacqueline; ARTHUR, Michael B. The Relationship of Marital Status, Spouse's Career Status, and Gender to Salary Level. **Sex Roles**, Dez. 1992, pp. 665-681

LOH, E. S. Productivity differences and the marriage wage premium for white males. **Journal of Human Resources** , p. 566-589. 1996.

LOUGHRAN, D.; ZISSIMOPOULOS, J. (2009). Why Wait? The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women. **The Journal of Human Resources**. P.326-349. 2009.

LOWELL, Peggy A. Race, Gender, and Development in Brazil. **Latin American Research Review**, V. 20, N. 3.1995

MACHADO, A. F. MATOS, R. S.; Diferencial de Rendimento por Cor e Sexo no Brasil. **Econômica**, Rio de Janeiro, v.8, n.1, p.5-27, jun., 2006.

MACHADO, A.F.; OLIVEIRA, A. M.; WAJNMAN, S. Sexo frágil? Evidências sobre a inserção da mulher no mercado de trabalho brasileiro. **Série Estudos do Trabalho** – Coletânea Gelre. N.3, ago. 2005

MACHADO, José A. F. MATA, José. Counterfactual decomposition of changes in wage distributions using quantile regression, **Journal of Applied Econometrics** 20(4), p. 445-65. Mar. 2005.

MADALOZZO, Regina; GOMES, Carolina Flores. The impact of civil status on women's in Brazil. **Estudos econômicos**. V42, n.3. São Paulo: 2012.

MADALOZZO, Regina; GOMES, Carolina Flores. The impact of civil status on women's wages in Brazil. **Insper Working Paper 256/2011**. Outubro de 2011.

MALTHUS, Thomas Robert. **An Essay on the Principle of Population**. 1798.

MARINHO, Emerson; NOGUEIRA, Jacqueline. **Discriminação Salarial por raça e Gênero no mercado de trabalho das regiões Nordeste e Sudeste**: Uma aplicação de Simulações contrafactuais e regressão quantílica. 2006

MARKUSSEN, S.; STROM, M. The effects of motherhood. **25th European Association of Labour Economists (EALE) conference**, Turin, Italy, 19 Set. 2013

Martin, Steven P. 2000. Diverging Fertility Among U.S. Women Who Delay Childbearing Past Age 30. **Demography**. V. 37,n.4, p. 523-33. Nov. 2000.

MELLO, Luciana.. A complexa teia de desigualdade racial e de gênero no mercado de trabalho brasileiro. **Fazendo Gênero 9**: Diásporas, Diversidades, Deslocamentos23 a 26 de agosto de 2010

MELLY, B. Estimation of Counterfactual Distributions using Quantile Regression **Swiss** Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), **University of St. Gallen, Discussion Paper 50**. (2006)

MEULDERS, Daniele; PLASMAN, Robert; HENAU, Jérôme; MARON, Leila; DORCHAY, Sile O. Trabalho e maternidade na Europa, condições de trabalho e politicas públicas. Cad. Pesquisa. v.37, n.132 São Paulo Set./ Dez. 2007. Disponível em: http://www.scielo. br/scielo.php?pid=S0100-15742007000300006&script=sci_arttext

MICHALOPOULOS, Charles; ROBINS, Philip K.; GARFINKEL, Irwin. A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand. **The Journal of Human Resources** V.27, 1992. P.166-203.

MILL, John Stuart. **Principles of Political Economy with some of their Applications to Social Philosophy**, London: Longmans, Green and Co., ed. William J. Ashley, 1909, Seventh edition. 1848.

MINCER, Jacob. Schooling, experience and earnings. NBER and Columbia University. 1974. Disponível em http:// www.nber.org/books/minc74-1.

MINCER, Jacob; POLACHEK, Solomon. Family Investments in Human Capital: Earnings of Women. **Journal of Political Economy**, n.82, 1974, p.76-108

MIRO, V.; SULIANO, D. Menos desigualdade e fatores persistentes nos diferenciais de rendimentos sob uma ótima regional. I**n: Anais XV Encontro Regional de economia**. Julho de 2010

MOLINA, J.; MONTUEGA, V. The Motherhood Wage Penalty in a Mediterranean Country: The Case of Spain. **IZA Discussion Papers, no. 3574**, Institute for the Study of Labor, 2008.

MUNIZ, Jerônimo Oliveira; RIOS-NETO, Eduardo L. G. Marriage premium among men and women in Brazil. Disponível em: http://www.ssc.wisc.edu/~jmuniz/muniz%20revised.pdf. Artigo decorrente da dissertação de mestrado de Jerônimo Oliveira Muniz. Cedeplar 2002.

NAKOSTEEN, R. A.; ZIMMER, M. A.Marital Status and Earnings of Young Men: A model with Endogenous Selection. **Journal of Human Resource**, v.22, 1987, p. 248-68.

NAM, Yunju; HUANG, Jin; HEFLIN, Colleen; SHERRADEN, Michael. Racial and ethnic disparities in food insufficiency: evidence from a statewide probability sample. **Journal of the society for social work and research**. V.6,n.2. verão de 2015.

NEAL, Derek. 2001. Is the Measured Black-White Wage Gap Among Women Too Small? (University of Chicago), Nov.2001.

NESTIC, D. Differing characteristics or differing rewards: What is behind the gender wage gap in Croatia?, **Institute of Economics (EIZ) Working Paper No. 0704**. Zagreb: 2007.

NEUMARK, David. Employers Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination. **Journal of Human Resources,** v. 23 n.3, 279-295. 1988.

NICODEMO, Catia. **Gender gap and quantile regression in European families.** Jun.2008.

O'DONNELL, O.,VAN, Doorslaer, E., WAGSTAFF, A., LINDELOW, M. The concentration index. *in:* **'Analyzing health equity using household survey data'**, The World Bank, Washington: 2008, p. 95-108.

OAXACA, R. Male–Female Wage Differentials in Urban Labor Markets, **International Economic Review**, v.14, n.3, p.693-709, oct., 1973.

OLARDE, Liliana; Ximena, Peña. El efecto de la maternidade sobre los ingresos femeninos. dezembro de 2010. **Ensayos sobre Política Económica**. V.28, n.63. p.193-230. Disponível em: scielo.org.co/pdf/espe/v28n63/v28n63a06.pdf

OLIVEIRA, Maria Coleta; MARCONDES, Glaucia dos Santos. Contabilizando perdas e ganhos: Maternidade, trabalho e conjugalidade no pós feminismo. **Anais do XIV Encontro Nacional de Estudos Populacionais**, ABEP. Caxambu: 20-24 setembro 2004. Disponível em: http://www.abep.nepo.unicamp.br/site_eventos_abep/pdf/abep2004_503.pdf

ORGANIZAÇÃO INTERNACIONAL DO TRABALHO. Disponível em: http://www.oit.org.br/.

PAL. I.; WALDFOGEL, J.. Re-visiting the family gap in pay in the United States, Columbia Population Research Center (CPRC) **Working Paper No. 14-02** New York, Columbia University: 2014.

PAZELLO, Elaine Toldo; FERNADES, Reynaldo. A maternidade e a mulher no mercado de trabalho: Diferença de comportamento entre mulheres que têm e mulheres que não têm filhos. Encontro Nacional da ANPEC 2004. Disponível em: http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A151.pdf

PESSOA, Djalma Galvão Carneiro; SILVA, Pedro Luis do Nascimento. **Análise de dados Amostrais complexos**. 17 março de 1998. Disponível em: http://www.ie.ufrj.br/download/livro.pdf

PETERSEN, T., PENNER, A.; HOGSNES, G. The Male Marital Wage Premium: Sorting Versus Differential Pay. 2006

PHELPS, Edmund S. The Statistical theory of Racism and Sexism. **American Economic Review** 62(4), 659-61. 1972

PIRAS, Claudia.; RIPANI, Laura. The Effects of Motherhood on Wages and Labor Force Participation: Evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru, **Development Department Technical Papers Series, no. WID-109, Inter-American Development Bank**, 2005

POLACHEK, William. "Potential Biases in Measuring Male-Female Discrimination." Journal of Human Resources V.10. 1975. P. 205-29

POLLLMANN, Daniel, DOHMEN, Thomas, FRANZ, Palm. Robust estimation of wage dispersion with censored data: Na aplicantion to occupational Earninsg risk and risk atitudes. **SOEPpapers** on Multidisciplinary Panel Data Research. N.572. 2013. Disponível em: https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.425557.de/diw_sp0572.pdf

RAMOS, Lauro; VIEIRA, Maria Lucia. Determinantes da desigualdade de renda no Brasil nos anos 90: discriminação, segmentação e heterogeneidade dos trabalhadores. In: HENRIQUES, RICARDO (ORG), **Desigualdade e pobreza no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, 2000. Cap.6 p.159-176.

REIS, M. R.; CRESPO, A. R. V. **Race discrimination in Brazil**: an analysis of the age, period and cohort effects. Rio de Janeiro: Ipea, 2005. Texto para discussão n.1114

RIBAR, David. What Do Social Scientists Know about the Benefits of Marriage? A Review of Quantitative Methodologies. **IZA DP No. 998**. 2004

RODGERS, W. M., STRATTON, L. S. The Marital Wage Differential: Race, Training, and Fixed Effects: Discussion Paper. 2005.

RODRIGUES, S.C. Análise da Estrutura Salarial Revelada pela PPV Incorporando Peso e Plano Amostral. Rio de Janeiro: 2003. Dissertação de Mestrado, Escola Nacional de Ciências Estatísticas.

SAAVEDRA, Luz A. Female Wage inequality in Latin American Labor Markets. **Policy Reserarch Working paper 274**.The World Bank. Latin America and caribbean Region. Gender Sector Unit. Dez.2001.

SALARDI, Paola. Wage Disparities and occupational intensity by Gender and Race in Brazil: An empirical Analysis Using Quantile Decomposition Techniques. University of Sussex. Outubro de 2012. Job marker paper. Disponivel em: http://www.iza.org/conference_files/worldb2012/salardi_p7646.pdf

SANCHES, Solange; GEBRIM, Vera Lucia. O trabalho da mulher e as negociações coletivas.Estud. av. vol.17 no.49 São Paulo Set./Dez. 2003.

SCHOENI, Robert F. Marital Status and Earnings in Developed Countries. Journal of Population Economics 8, Nov.1995, p.351-359..

SILVA, P. L. do N.; PESSOA, D. G. C.; LILA, M. F. Análise estatística de dados da PNAD: incorporando a estrutura do plano amostral. **Ciência Saúde Coletiva** , Rio de Janeiro, v.7, n. 4, p. 659-670, 2002.

SIMONSEN, M.; SKIPPER, L.. “The family gap in wages: What wombmates reveal. **Labour Economics**, V. 19, N. 1, pp. 102–112. 2012

SMITH, Adam .**The Wealth of Nations**.1776.

SOARES, S. S. D. **O Perfil da Discriminação no Mercado de Trabalho – Homens Negros, Mulheres Brancas e Mulheres Negras**. Brasília: IPEA, nov., 2000. Texto Discussão, 769.

SOLBERG, Eric. Using Occupational Preference in Estimating Market Wage Discrimination: the Case of the Gender Pay Gap . **The American journal of economics and sociology**. v. 58 n.1 1999. pg:85 -113

SOUZA, Paola; SALVATO, M. A. Decomposição hierárquica da desigualdade de renda brasileira. **Anais do XXXVI ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA**. 2008.

SOUZA, Paola. A importância da discriminação nas diferenças salariais: Uma análise para o Brasil e suas regiões para os anos de 2002, 2006 e 2009. **Dissertação de mestrado CAEN UFC**. 2011.

STRATTON, Leslie S. Examining the Wage Differential for Married and Cohabitating Men. **Economic Inquiry.** v.40, p. 199-212. Ab. 2002

TANIGUCHI, Hiromi.. The Timing of Childbearing and Women's Wages. **Journal of Marriage and the Family,** Vol. 61. Nov. 1999, p. 1008-1019

TANURI-PIANTO, M.; PIANTO, Donald M.Formal-Informal Earnings Differentials in Brazil: A Semiparametric Approach. In: http://epge.fgv.br/portal/arquivo/1098.pdf. 2002

TICSIK, András. Pride and prejudice: employment discrimination against openly Gay Men in the United States. **American Journal of Sociology**. Set. 2011. p. 588-626.

TODD, Erin L.. Educational Attainment and Family Gaps in Women's Wages: Evidence from Five Industrialized Countries, **Luxembourg Income Study Working Paper No. 246**, Jan. 2001.

TRAPPE, H.; Rosenfeld, R. A. . How do children matter? A comparison of gender earnings inequality for young adults in the former EastGermany and the former West Germany. **Journal of Marriage and Family**, V. 62, N. 2, 2000, p. 489–507

TRZCINSKI, Eileen. Employers' Parental Leave Policies: Does the Labor Market Provide Parental Leave?. In **Parental leave and Child Care: Setting a Research and Policy Agenda**. Philadelphia, PA: Temple University Press, 1991

WALDFOGEL, Jane. 1997. The Effects of Children on Women's Wages, **American Sociological Review**, V. 62, p. 209-217.

WALDFOGEL, Jane. 1998a. The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference? **Journal of Labor Economics** , V.16, p. 505-545.

WALDFOGEL, Jane. Understanding the "Family Gap" in Pay for Women with Children. **The Journal of Economic Perspectives**, V. 12, inverno: 1998b, pp. 137-156

WANG, Fang. The application of quantile regression in analysis of gender earnings gap in China. Junho de 2002. Disponível em: https://www.ecu.edu/cs-cas/econ/upload/fangwang2.pdf

WEISS, Yoram; GRONAU, Reuben. Expected Interruptions in Labor Force Participation and Sex-Related Diferences in Earnings Growth**. Review of Economic Studies**, n.48,1981,p. 607-619

WILDE, E. T.; BATCHELDER, L.; ELLWOOD, D. T. . The mommy track divides: The impact of childbearing on wages of women of differing skill levels, National Bureau of Economic Research **(NBER) Working Paper No. w16582** (Cambridge, MA). 2010.

YUN, M-S. A Simple Solution to the Indentification Problem in Detailed Wage Decompositions. **Economic Inquiry.** v.43, p. 766–772. 2005.

ZHANG, X. Can motherhood earnings losses be ever regained? Evidence from Canada. **Journal of Family Issues**, Vol. 31, No. 12, pp. 1671–1688. 2010.

ZHANG, Y.; HUNNUM, E.; WANG, M. Gender-based employment and income differences in urban China: Considering the contributions of marriage and parenthood. **Social Forces**, V. 86, N. 4, pp. 1529–1560. 2008.

ZIMMER, Michael. Employer discrimination and the eranings premium of married men: Evidence from quantile regression. **Journal of economics**. V.32. Mar. 2006.

Maternidade e casamento
são responsáveis por aumentar a
diferença de **renda?**

www.atenaeditora.com.br
contato@atenaeditora.com.br
@atenaeditora
www.facebook.com/atenaeditora.com.br

Ano 2024

Maternidade e casamento são responsáveis por aumentar a diferença de renda?

www.atenaeditora.com.br
contato@atenaeditora.com.br
@atenaeditora
www.facebook.com/atenaeditora.com.br

Ano 2024